

BIOMETRISCHE UNTERSUCHUNGEN AN
GELBHALSMÄUSEN (APODEMUS TAURICUS PALLAS, 1811)
UND WALDMÄUSEN (APODEMUS SYLVATICUS LINNÉ, 1758)
AUS DEM BAYERISCHEN WALD

Inaugural-Dissertation
zur
Erlangung der Doktorwürde
der
Hohen Naturwissenschaftlichen Fakultät
der
LUDWIG-MAXIMILIANS-UNIVERSITÄT MÜNCHEN

Vorgelegt
von
ELMAR BOTHSCHAFTER
aus München

12. Juni 1962

Berichterstatter: 1. Professor Dr. H. Kahmann
2. Professor Dr. A. Kaestner

Tage der mündlichen Prüfung: 19. 7. 62
20. 7. 62
23. 7. 62



Veröffentlicht in: Säugetierkundlichen Mitteilungen,
BLV-Verlag, Bonn-München-Wien, Bd. 11, Sonderheft 2, 1. VIII. 1963

Biometrische Untersuchungen an Gelbhalsmäusen (*Apodemus tauricus* Pallas, 1811) und Waldmäusen (*Apodemus sylvaticus* Linné, 1758) aus dem Bayerischen Wald

VON ELMAR BOTHschafter, München

Mit 15 Abbildungen

Eingegangen am 25. VII. 1962

Einleitung

Die Gelbhalsmaus, *Apodemus tauricus* (Pallas, 1811) (= *flavicollis* Melchior, 1834), ist wie die Waldmaus, *Apodemus sylvaticus* (Linné, 1758), als Art betrachtet worden. MILLER (1912) räumt zwar ein, daß nichtausgewachsene Tiere schwer bestimmbar sind, stellte aber Merkmale fest, in denen sich erwachsene unterscheiden. Es herrscht heute die Meinung vor, daß Gelbhalsmaus und Waldmaus aufgrund von Färbung, Körper- und Schädelabmessungen gut unterschieden werden können (Einzelmerkmale). Russische Autoren (nach LARINA 1958) haben außerdem Unterschiede in der Knochendicke, in der Bildung des Penisknochens, der Gehörknöchelchen und in der Form der Fronto-Parietal-Naht beobachtet. Für Schweden zeigt REINWALDT (1957), daß sich Gelbhalsmaus und Waldmaus kranologisch trennen lassen, wobei die Indices Interorbitalbreite/obere Zahnreihenlänge sowie Hirnschädelhöhe/Diastemalänge besondere Bedeutung erlangen. HANÁK & FIGALA (1960) hatten im Böhmerwald (Tal der Angel, Umgebung des Schwarzsees, Panzner) ebenfalls keine Unterscheidungsschwierigkeiten, und KRATOCHVIL & ROSICKÝ (1952) fanden für die ganze Tschechoslowakei Übereinstimmung mit den von MILLER (1912) angegebenen Abmessungen der Nominatformen. Sie wiesen aber darauf hin, daß Beurteilung nach einem Merkmal, z. B. dem Brustfleck, irreführt. Als konstante Merkmale werden Hinterfußlänge, Ohrlänge und Augendurchmesser genannt, im Gegensatz zur Körperlänge, die bei der Gelbhalsmaus in besonderem Ausmaß von den Lebensbedingungen abhängt. Die Variabilität der Waldmaus sei geringer. LÖHRL (1938), ZIMMERMANN (1936) und HEINRICH (1951) hatten in ihren Untersuchungsgebieten (Deutschland) keine Unterscheidungsschwierigkeiten. HEINRICH (1951) beschreibt eine klar abzugrenzende Unterart der Gelbhalsmaus, *Apodemus tauricus alpicola*, aus Fundorten über 1000 m Höhenlage im Allgäu, bei Berchtesgaden und in der Steiermark. Kennzeichen dieser Unterart sind, im Gegensatz zur meist schneeweißen Bauchfärbung der Gelbhalsmaus, eine graue Bauchfärbung, Brustfleck, selten Brustband, langer Hinterfuß, meist besonders langer Schwanz und etwas kürzere Zahnreihe als bei *Apodemus tauricus*. Die Gelbhalsmaus der britischen und skandinavischen Inseln und Skandinaviens bietet kein einheitliches Erscheinungsbild. Für einen Teil der Formen wird angenommen (URSIN, 1956), daß es sich um kleingeographische Rassen handelt, die infolge der Isolation vom Festland entstanden sind. BARRET-HAMILTON (1900) wendete den subspezifischen Namen „*wintoni*“ für die Form mit geschlossenem Halsband an, die im NW Europas vorherrscht, und gab der Gelbhalsmaus mit dem unvollständigen Halsband die Bezeichnung „*princeps*“ (Zunahme der Häufigkeit dieser Form in Richtung SO-Europa). Da aber auf der Insel Själland, dem typischen Ort für *Apodemus tauricus flavicollis* (Melchior, 1834) eine Zwischenform vorkommt, wurden die Bezeichnungen nicht beibehalten.

Von der Waldmaus gibt es im dänischen Archipel kaum unterschiedene Inselformen. In England ist sie gewöhnlich größer als auf dem Festland und auf den kleinen Inseln nördlich, westlich und südlich der britischen Hauptinsel wurden vielen isolierten Formen der Waldmaus Art- und Unterartnamen gegeben. Die meisten von ihnen scheinen Eigenschaften der Gelbhalsmaus aufzuweisen. ÜBERREITER (1954) beobachtete bei

Waldmauspopulationen des Bayerischen Waldes solitäre Typen, die sich im Gegensatz zu den in Vergesellschaftung lebenden Artgenossen (Großfamilie) wie Gelbhalsmäuse verhielten. Ihre Wechsel hatten wenig Berührungspunkte, wie von den Gelbhalsmäusen nachgewiesen, und wie diese lebten sie allein oder in Pärchen. Er spricht von einem Gelbhalstypus der Waldmaus. Umgekehrt konnte auch ein Waldmaustypus der Gelbhalsmaus beobachtet werden. Die verschiedenorts feststellbare physiologische Isolierung und ökologische Trennung der beiden Arten ist also nicht überall von gleicher Deutlichkeit.

Die bisher angeführten Merkmale erwiesen sich für die meisten Fundplätze Rußlands diagnostisch gerechtfertigt (LARINA, 1958). Es stellte sich aber heraus, daß die Unterschiede zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus in den südlichen und südwestlichen Teilen der UdSSR geringer werden. Die Untersuchung von mehr als 3000 Gelbhals- und Waldmäusen ergab außerdem, daß Merkmale, wie Form der Fronto-Parietal-Naht, Ab- oder Anwesenheit des Kehlflcks, Verhältnis der Körper- und Schwanzlänge (letztere auch als Unterartmerkmal der Waldmaus) und Ausbildung der Gehörknöchelchen keinen Wert als Unterscheidungsmerkmal haben. Der Penisknochen zeigte bei einer Untersuchung geringeren Umfanges erhebliche Unterschiede zwischen den beiden Arten. Eine Auswertung dieses Merkmals setzt aber noch Untersuchungen an Vorlagen aus anderen Landstrichen voraus. Wie von REINWALDT (1957) wird auch von LARINA der oberen Zahnreihenlänge große Bedeutung als Unterscheidungsmerkmal beigelegt. Nur an den Unterlagen aus dem Kaukasus werden auch bei diesem Merkmal die Unterschiede kleiner.

Doch auch in Gebieten Mitteleuropas bereiten starke Überschneidungen zwischen Merkmalen der Gelbhalsmaus und der Waldmaus der Unterscheidung Schwierigkeiten. So schreibt WEDEMEYER (1936), daß Färbung und Maße keine konstanten Unterschiede ergeben (Lüneburg). STEIN (1938) hält intermediäre Stücke aus Kreuzung für möglich. FELTEN (1952) schreibt: „Eine eindeutige Entscheidung, ob Wald- oder Gelbhalsmaus, ist bei den rhein-mainischen Stücken nicht immer einfach, gelegentlich sogar unmöglich.“ Und er hält Bastardierung für nicht ausgeschlossen (brieflich Mai 1962). VON LEHMANN (1962) konnte in Ersdorf (Voreifel) 2–3 % der Fänge nicht mit Sicherheit bestimmen. HEPTNER (1940, 1959) berichtet (zitiert nach PESHEV & GEORGIEW 1961) von Übergangsformen auf der Krim; LOUKINA (1957) erwähnt (zitiert nach PESHEV & GEORGIEW 1961) die Schwierigkeit der Bestimmung von „Waldmäusen“ im Kaukasusgebiet. Dasselbe stellen PESHEV & GEORGIEW (1961) für Landschaften Bulgariens fest. Die angeführten Beispiele zeigen, daß Forscher, die die Selbständigkeit der Art Gelbhalsmaus respektieren, wegen der Übergangsformen Kreuzungen zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus für möglich halten.

Es ist nicht verwunderlich, daß die Anerkennung der Gelbhalsmaus als eine selbständige Art von Anfang an nicht einhellig war. DALIMIER (1955) teilt mit FATIO (1869), WINGE (1908), TROUESSART (1904), COLLET (1911) und SCHÄFER (1935) die Auffassung, die Gelbhalsmaus sei als Erscheinungsform der vielgestaltigen Art „Waldmaus“ zu betrachten.

Unterscheidungsschwierigkeiten zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus im Bayerischen Wald führten zu der nachfolgenden Untersuchung.

Herr Prof. Dr. H. Kahmann, Zoologisches Institut der Universität München, regte die Arbeit an und förderte sie. Herr Dozent Dr. D. Bierlein, Mathematisches Institut der Universität München, gab mathematischen und statistischen Rat und wies auf den Van der Waerden-Test hin. Herr Prof. Dr. Dr. H. Baitsch, damals Anthropologisches Institut der Universität München, jetzt Freiburg i. Br., wies auf die Prüfungsverfahren von Student und Penrose hin. Frl. Prof. Dr. M. von Dehn und Prof. Dr. A. Kaestner gaben Ratschläge für den genetischen Teil der Arbeit und überprüften ihn. Mit Herrn Oberkonservator Dr. Th. Haltenorth, Leiter der Säugetierabteilung der Zoologischen Sammlung des Bayerischen Staates, stand ich in ständiger Verbindung. Er stellte die Fallen zum Fang der untersuchten Tiere, erteilte manchen Rat und bereitete die Arbeit für den Druck vor. Mein Vetter Reinhold Bothschafter, Waldkirchen in Niederbayern, half mir unermüdlich beim Fang von Kleinsäufern und auch der Mäuse für diese Untersuchung. Herr Studienprofessor Heinz Pressl, München, gab Hinweise zum redaktionellen und graphischen Gestalten der Arbeit. Die damaligen Schüler der 9. Klasse der Städtischen Wirtschaftsoberrealschule München, Frl. V. Willenberg, D. Zenkner und Herr G. Hofer, halfen beim Aufstellen des Rekombinationsquadrates für 5 Merkmalspaare. Allen Genannten spreche ich auch an dieser Stelle nochmals meinen herzlichen Dank aus.

Fragestellung

Während sich Gelbhalsmaus und Waldmaus im Bayerischen Wald eindeutig bestimmen lassen, ergeben sich für eine ?-Waldmaus die folgenden Fragestellungen:

1. ?-Waldmaus entspricht nicht Gelbhalsmaus?

Trifft zu, wenn sich vergleichbare Reihen in taxionomisch wichtigen Merkmalen statistisch gesichert unterscheiden.

2. ?-Waldmaus entspricht nicht Waldmaus?

Trifft zu, wenn sich vergleichbare Reihen in taxionomisch wichtigen Merkmalen statistisch gesichert unterscheiden.

3. ?-Waldmaus entspricht Mischform (Kreuzung) zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus?

Ist anzunehmen,

a) wenn ?-Waldmausmerkmale zwischen Gelbhalsmaus- und Waldmausmerkmalen stehen, sich evtl. von beiden statistisch gesichert unterscheiden (Anhaltspunkt für intermediäre Vererbung) und

b) wenn die ?-Waldmaus einige eindeutige Gelbhalsmausmerkmale, gleichzeitig aber auch einige eindeutige Waldmausmerkmale hat. (Bei Merkmalsunterschieden der ?-Waldmaus zur jeweiligen Vergleichsgruppe muß ein Signifikanztest zur Verwerfung der Nullhypothese führen, der Unterschied also statistisch gesichert sein. Wenn sich Merkmale nicht unterscheiden, ist auf Gleichheit der Mittelwerte, bzw. die Verteilung der Einzelwerte zu verweisen. Ein „statistisch nicht gesicherter Unterschied“ ist vorsichtiger zu bewerten und darf nicht als „kein Unterschied“ bezeichnet werden.) Anhaltspunkte für dominante Vererbung.

Da ein einzelnes Merkmal nach FISHER (1948) selten eine klare Entscheidung zuläßt, sind mehrere Merkmale gleichzeitig zu erfassen.

Weil die Voraussetzungen für bestimmte statistische Verfahren (Normalverteilung und Gleichheit der Streuung beim t-Test und bei der Diskriminanzanalyse) bei biologischen Meßreihen teils unvollständig und teils gar nicht erfüllt sind, ist die Anwendbarkeit dieser Verfahren beschränkt. Der X-Test (Van der Waerden-Test) dagegen erlaubt den Vergleich zweier Stichproben, ohne daß die genannten Voraussetzungen erfüllt sein müssen. Er ermöglicht damit den Vergleich aller für taxionomische Entscheidungen brauchbaren Merkmale.

Nachdem bei Gegenüberstellung vergleichbarer Reihen das ganze Untersuchungsmaterial nicht gleichzeitig verwendbar ist (junge Tiere können nicht mit alten verglichen werden), werden für Untersuchungen am ganzen Material Korrelationsberechnungen durchgeführt, um zu ersehen, wie sich Ergebnisse aus Teilen des Untersuchungsmaterials mit Ergebnissen aus dem ganzen Untersuchungsmaterial bei Verschiedenartigkeit der Untersuchungsmethoden zueinander verhalten.

Ergebnis zu Fragestellung 1:

?-Waldmaus ist keine Gelbhalsmaus.

Seite: 18

Ergebnis zu Fragestellung 2:

?-Waldmaus ist keine Waldmaus.

Seite: 20

Ergebnis zu Fragestellung 3:

Es besteht Grund zur Annahme, daß die ?-Waldmaus eine Mischform zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus ist, wobei bestimmte Merkmale intermediär, andere dominant vererbt werden.

Seite: 33

Angaben zum Untersuchungsmaterial

Von den im Bayerischen Wald in den Jahren 1949–1956 gesammelten 771 Kleinsäugetieren sind 353 Gelbhals- und Waldmäuse. Davon haben 180 ein durchgehendes Halsband und fast immer die üblichen Körperabmessungen der Gelbhalsmaus für Kopfrumpflänge (KR), Schwanzlänge (S), Hinterfußlänge (Hf) und Ohrlänge (Ohr). Diesen 180 eindeutigen Gelbhalsmäusen stehen 83 eindeutige Waldmäuse gegenüber. Die restlichen 90 Tiere zeigen ein unvollständiges Halsband, einen mehr oder weniger deutlichen Brustfleck, eine schneeweiße bis graue Unterseite, scharfe bis gleitende Übergänge von der Bauchfärbung zur braunen Rückenseite. Für diese restlichen Tiere, deren Bestimmung auch wegen der nicht eindeutigen Körperabmessungen schwierig ist, wird im Text die Bezeichnung „?-Waldmaus“ verwendet. Es ergeben sich also drei Untersuchungsgruppen: Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus.

Wichtiger als die schon angeführten Fellzeichnungs- und Körpermerkmale (KR, S, Hf, Ohr) sind in taxonomischer Hinsicht die Schädeleigenschaften. Ein Teil der Schädel wird erfahrungsgemäß beim Fang der Tiere in Klappfallen (einheitlich angewendete Fangmethode) beschädigt. Es können deshalb bei Hinzunahme von Schädeleigenschaften nur 104 Gelbhalsmäuse, 55 eindeutige Waldmäuse und 58 ?-Waldmäuse untersucht werden.

Für diese Untersuchungen ist es von entscheidender Wichtigkeit, daß die Tiere aus den drei erwähnten Gruppen in dem von der Gelbhalsmaus bevorzugten Lebensraum gleichzeitig vorkommen. Biotopentrennungen zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus, wie sie in der Literatur verschiedentlich beschrieben werden, wurden nicht beobachtet. Außerhalb des Leittopos der Gelbhalsmaus konnten nur ausnahmsweise Gelbhalsmäuse, Waldmäuse und ?-Waldmäuse gefangen werden.

Die Klasseneinteilung mit dem Ziel, nach Alter oder Entwicklungszustand vergleichbare Reihen zu erhalten, wird von den Säugetierforschern unterschiedlich gehandhabt und beurteilt. Weder die Einteilung nach dem Zahnabnutzungsgrad noch die nach Condylbasallänge oder Körperlänge gewährleistet eine zuverlässige Bildung von Altersklassen. Die Unbekannten sind dabei zu zahlreich. Aus Tab. 1 ist aber zu entnehmen, daß zwischen Condylbasallänge (CB), Kopfrumpflänge (KR) und Zahnabnutzungsgrad¹⁾ ein Zusammenhang besteht. Tiere mit CB 22–23,9 haben fast immer KR zwischen 80 und 100 (alle Maße in mm). In diesem Entwicklungszustand überwiegt der Zahnabnutzungsgrad 3. Wenn man, wie REINWALDT (1956), die Condylbasallänge zur Grundlage einer Klassenbildung macht, stimmen weitgehend auch

Tab. 1: Zahnabnutzungsgrad verglichen mit CB und KR bei Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus.

CB\KR	70-74	75-79	80-84	85-89	90-94	95-99	100-4	105-9	mm
21-21,9	0	0	3	3	4	3	3	0	
22-22,9			3	33333 33320	33	333		3	
23-23,9			003	33333 3	4433 322	032			
24-24,9			3	3333 4	4333 322	4443 33322	433	33	
25-25,9					433	44	4444 30	530	
Gelbhalsmaus									
21-21,9		0	3330	3	3	3			
22-22,9	3		33333	33333 1	33	33			
23-23,9			4	330	44443	3			
24-24,9		4	3	3	3		443		
25-25,9						4	44		
?-Waldmaus									
21-21,9	3	33330	33321		23	23			
22-22,9			01334	3330	33333 332	3333		3	
23-23,9			3	33		4	3		
Waldmaus									

Körperlänge und Zahnabnutzungsgrad überein. Die Condylbasallänge scheidet damit freilich in bestimmten Fällen als Vergleichsgröße aus. In Tab. 1 sind die Tiere mit CB 22–23,9 und KR 80–99, die zunächst miteinander verglichen werden sollen, besonders hervorgehoben. An einem Teil der Untersuchungen können die zahlreichen Gelbhalsmäuse mit CB größer als 24 nicht beteiligt werden, da die vergleichbaren Reihen bei Waldmaus und ?-Waldmaus zu gering besetzt sind. Dies hat jedoch wenig Bedeutung, weil wichtige Schädeleigenschaften ab CB 24 unverändert bleiben, auch wenn Schädel und Körper noch länger werden.

In Tab. 2, 3 und 4 sind Daten der in Tab. 1 besonders hervorgehobenen Tiere der Klasse CB 22–23,9 angeführt, in Tab. 5 die Mittelwerte der Merkmale KR, S, oZ (obere Zahnreihenlänge), Hf, die sich innerhalb der untersuchten Gruppen Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus ergeben haben, sowie die jeweiligen Streuungen zu den Mittelwerten.

Tab. 2: Gelbhalsmaus

Nr.	Geschl.	Ort	KR	S	oZ	Hf
760	♀	Oberreitgraben	85	100	3,8	23
254	♀	Regen	87	93	3,7	21
163	♂	Holzfreung	89	103	4,1	23
56	♀	Frauenberg	96	104	4,2	23
713	♂	Pfudrach	87	93	4,1	22
672	♂	Vilshofen	87	103	4,0	23
689	♂	Vilshofen	90	84	3,9	24
470	♂	Vilshofen	96	72	3,9	22
471	♂	Vilshofen	91	96	3,8	22
759	♂	Oberreitgraben	88	97	3,6	24
747	♂	Oberreitgraben	85	109	4,5	23
306	♀	Dreisessel	84	96	3,8	23
764	♂	Oberreitgraben	86	103	4,1	24
445	♂	Vilshofen	95	95	4,1	21
688	♀	Vilshofen	89	85	4,2	23
655	♀	Vilshofen	85	105	4,0	24
710	♂	Pfudrach	80	95	4,1	24
691	♂	Vilshofen	91	89	4,3	23
715	♂	Pfudrach	90	105	4,1	23
708	♂	Pfudrach	91	107	4,7	24
530	♀	Neustift	81	92	4,6	22
757	♂	Oberreitgraben	98	113	4,8	25
763	♀	Oberreitgraben	82	113	4,0	23
705	♂	Vilshofen	87	103	4,1	23
17	♀	Grainet	88	98	4,2	24
361	♀	Albersdorf	88	94	4,5	22
149	♂	Lambach	99	94	3,7	21
137	♂	Grainet	90	99	3,9	23
19	♀	Grainet	88	91	4,0	24
690	♂	Vilshofen	91	104	4,3	22
443	♀	Vilshofen	94	106	3,8	23
615	♀	Vilshofen	92	88	3,6	21
469	♂	Vilshofen	99	101	4,4	24
308	♂	Dreisessel	88	85	4,2	23
758	♂	Oberreitgraben	87	103	4,1	24

¹⁾ In dieser Arbeit wurde der Zahnabnutzungsgrad nach REINWALDT (1956) verwendet:

M³ auf gleicher Höhe mit M² und M¹ : 1
M³ deutlich abgenutzt : 2
M² deutlich abgenutzt : 3
M¹ deutlich abgenutzt : 4
M¹ bis auf die Wurzeln abgenutzt : 5
Ergänzung:
Zahnabnutzungsgrad nicht eindeutig : 0

Tab. 3: ?-Waldmaus

Nr.	Geschl.	Ort	KR	S	oZ	Hf	Brustfleck	Bauchfarbe	seitl. Übergang
239	♂	Erlachbach	85	91	4,2	23	Halsband	weiß	scharf
619	♂	Vilshofen	81	96	4,4	24	angedeutet	weiß	scharf
131	♂	Grainet	105	115	3,8	24	—	—	waldmausartig
669	♂	Vilshofen	89	91	3,8	22	schw. Brustfleck	weiß	scharf
645	♂	Vilshofen	81	94	3,8	23	Brustfleck	weiß	scharf
692	♂	Vilshofen	84	91	3,7	22	kl. Fleck	weiß	scharf
716	♂	Pfudrach	86	84	3,8	22	Brustfleck	weiß	scharf
621	♂	Vilshofen	74	96	4,0	24	Halsband ang.	weißlich	nicht ganz scharf
6	♂	Grainet	83	90	3,6	24	Halsband unterbr.	weiß	scharf
639	♂	Vilshofen	85	90	3,7	22	kl. Brustfleck	weiß	scharf
681	♂	Vilshofen	82	102	3,9	24	Brustfleck	weiß	scharf
302	♂	Dreisessel	90	91	3,8	23	Brustfleck	weiß	scharf
261	♂	Regen	91	84	3,8	22	angedeutet	weiß	scharf
693	♂	Vilshofen	86	94	3,5	22	Halsband ang.	gelblich	nicht sehr scharf
756	♂	Oberreitgraben	97	95	3,9	23	Brustfleck	weiß	scharf
251	♂	Erlau	93	97	3,7	23	Brustfleck	weiß	scharf
680	♂	Vilshofen	87	105	3,9	23	Brustfleck	weiß	scharf
348	♂	Vilshofen	89	91	3,6	22	Brustfleck	weiß	scharf
355	♂	Albersdorf	94	96	4,3	22	off. Halsband	weiß	scharf
620	♂	Vilshofen	89	101	3,8	21	Brustfleck	weiß	scharf
32	♂	Leopoldsreut	87	98	4,1	24	off. Halsband	weiß	scharf
251	♂	Erlachbach	93	97	3,9	23	Brustfleck	weiß	scharf
694	♂	Vilshofen	92	105	3,8	21	kl. Brustfleck	grau	nicht sehr scharf
584	♂	Niederviechtach	92	103	3,5	22	Brustfleck	weiß-grau	scharf

Tab. 4: Waldmaus

Nr.	Geschl.	Ort	KR	S	oZ	Hf
26	♂	Grainet	87	87	3,9	22
310	♂	Dreisessel	90	91	3,8	22
61	♂	Frauenberg	92	93	3,7	22
236	♂	Erlachbach	83	84	4,2	23
765	♂	Oberreitgraben	90	100	3,7	23
573	♂	Böbrach	81	85	4,3	22
146	♂	Bodenmais	83	89	3,8	21
735	♂	Pfudrach	87	83	3,8	22
101	♂	Buchbergerleite	90	82	3,7	20
493	♂	Vilshofen	84	96	4,2	23
129	♂	Grainet	90	95	3,8	21
714	♂	Pfudrach	96	104	3,9	23
25	♂	Grainet	93	88	3,8	22
734	♂	Pfudrach	91	86	3,9	22
99	♂	Buchbergerleite	92	88	3,8	22
305	♂	Dreisessel	97	101	4,0	22
46	♂	Halbmeile	88	85	3,8	22
521	♂	Neustift	87	103	3,8	23
233	♂	Erlachbach	97	93	3,7	21
199	♂	Grainet	95	90	3,8	20
20	♂	Grainet	100	92	3,7	22
712	♂	Pfudrach	82	88	3,8	21
48	♂	Halbmeile	95	83	3,8	22

Tab. 5: Zusammenstellung der Mittelwerte und Streuungen aus Tab. 2, 3 u. 4

	n	KR		S		oZ		Hf	
		$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s
Gelbhalsmaus	35	89	5	98	9	4,1	0,29	23	1
?-Waldmaus	24	88	6	96	7	3,8	0,23	22,7	1
Waldmaus	23	90	5	91	7	3,86	0,17	22	1

Streuung s berechnet aus s^2 nach LINDER (1961)

$$s^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{x})^2$$

Ausrechnung:

$$s^2 = \frac{\sum x_i^2 - \frac{T^2}{N}}{N-1}$$

$\sum_{i=1}^N x_i$ = Summe aller x von $x_1 = 1$ bis N ; s = Streuung x_i Einzelwert $\bar{x}$ Mittelwert aus den Einzelwerten; T = Summe der Einzelwerte.

Vergleich von Einzelmerkmalen von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus

- a) Vergleich der Merkmale Kopfrumpflänge, Schwanzlänge, obere Zahnreihenlänge, Hinterfußlänge bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus nach dem t-Test mit Rechenbeispiel zum t-Test.

Von den in Tab. 2 und 3 aufgeführten Merkmalen (KR, S, Hf, oZ) der Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus erbringt nur der Vergleich der Mittelwerte der oberen Zahnreihenlänge (nach dem t-Test) einen statistisch gesicherten Unterschied. Die Voraussetzungen für die Anwendung des t-Tests werden im nächsten Abschnitt (Normalverteilung und Gleichheit der Varianzen) behandelt (S. 9). Die Ergebnisse sind in Tab. 6 zusammengefaßt, ein Rechenschema nach BAITSCH (1957) ist unten beigelegt.

Tab. 6: Prüfung der Mittelwertsunterschiede der Merkmale KR, S, oZ, Hf bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus nach dem t-Test

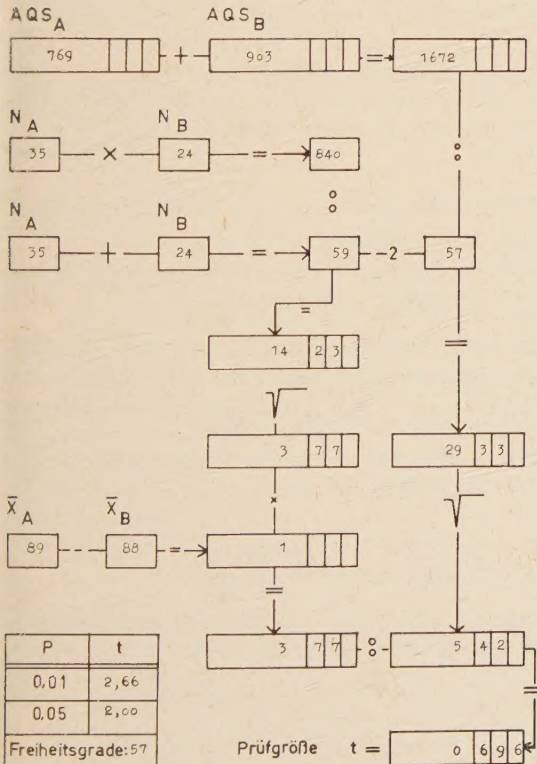
	P	Tafelwert t	Prüfgröße t
Merkmal	0,01	2,66	
	0,05	2,00	
KR			0,696
S			0,955
oZ			4,185
Hf			1,086

Nur der Wert 4,185 (in der Tabelle hervorgehoben) überschreitet den Tafelwert t 2,66. Der Unterschied ($P = 0,01$) ist stark gesichert.

Erklärung der in Tab. 6 und im dazugehörigen Rechenschema vorkommenden Abweichungen und Begriffe:

P 0,01 (1 %) ist die Sicherheitswahrscheinlichkeit (auch Überschreitungswahrscheinlichkeit genannt) und bedeutet eine statistische Sicherheit von 99 %. (Nur bei 1 von 100 gleich großen Stichproben wird das Vertrauensintervall – Mittelwert $\pm 2,58$ mal Streuung – überschritten.)

P 0,05 (5 %) entspricht einer statistischen Sicherheit von 95 %. (Bei 5 von 100 gleich großen Stichproben wird das zugehörige Vertrauensintervall – hier Mittelwert $\pm 1,96$ mal Streuung – überschritten.) Die Wahl der statistischen Sicherheit ist willkürlich und



hängt von der jeweils vorliegenden Aufgabe ab. Arbeitet man mit einer statistischen Sicherheit von 99 % und erhält eine Abweichung vom Mittelwert, die größer als das 2,58-fache der Streuung in der Stichprobe ist (zu der also eine statistische Sicherheit von mehr als 99 % gehört), wird diese Abweichung als statistisch gesichert oder signifikant bezeichnet. Ist diese Abweichung geringer als das 1,96-fache der Streuung, wird sie als zufällige Abweichung angesprochen. Liegt die Abweichung zwischen $1,96 \cdot \text{Streuung}$ und $2,58 \cdot \text{Streuung}$, liegt die Vermutung nahe, daß sie nicht mehr zufällig ist (schwach gesichert). Die genannten statistischen Sicherheiten gelten nur für Normalverteilungen (nächster Abschnitt) und wenig von diesen abweichenden schiefen Verteilungen.

Die Prüfgröße t^2) wird nach dem Rechenschema (S. 7) ermittelt. Überschreitet sie den zugehörigen Tafelwert der t-Verteilung, ist der Unterschied gesichert.

AQS = Summe der Quadrate der Abweichungen vom Mittelwert,

N = Anzahl der Individuen der jeweiligen Reihe A und B,

$\bar{x}$ = Mittelwert aus den Abmessungen der Reihen A und B,

Freiheitsgrad: Nach Berechnung des Mittelwerts einer Reihe ist 1 Freiheitsgrad weniger vorhanden. Beim Vergleich von 2 Reihen hat man $N_A + N_B - 2$ Freiheitsgrade.

b) Berechnung des Differenzkoeffizienten für das Merkmal der oberen Zahnreihenlänge bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus.

Bezüglich der taxonomischen Bewertung statistisch gesicherter Unterschiede von Merkmalen bei Kleinsäugetieren gibt es noch kaum Erfahrungen. Die Berechnung des Differenzkoeffizienten (DC) (MAYR, LINSLEY & USINGER, 1953, Tafel 12) ist ein Annäherungsverfahren, das bisher bei der Prüfung von Fragen der unterartlichen Zuordnung (Insekten, Vögel) zuhelfe genommen wurde. Da sich Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus in vielen Merkmalen weniger unterscheiden als es gewöhnlich bei Unterarten gefordert wird, wurde für das Merkmal der oZ der DC berechnet.

$$\text{Differenzkoeffizient DC} = \frac{M_B - M_A}{S.D._A + S.D._B}$$

$$DC = \frac{4,1 - 3,8}{0,29 + 0,23} = 0,576$$

M_B = Mittelwert der oZ für Gelbhalsmaus

M_A = Mittelwert der oZ für ?-Waldmaus

$S.D._A$ = Streuung zum Mittelwert der oZ der ?-Waldmaus

$S.D._B$ = Streuung zum Mittelwert der oZ der Gelbhalsmaus.

Nach dem berechneten Wert und der entsprechenden Tafelablesung überschneiden sich mehr als 25 % der Abmessungen der oberen Zahnreihenlänge bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus. Das Ergebnis für den DC — 0,576 — würde sinngemäß gedeutet nicht für eine artliche Trennung von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus sprechen. Es müßte wenigstens der Wert 1,34 erreicht werden, zu dem eine Überschneidung der Maße der verglichenen Merkmale von nur 9 % gehört.

Vergleich von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus durch die verkürzte Diskriminanzanalyse nach PENROSE

Zwei Populationen, die durch ein einziges Merkmal nicht zuverlässig unterscheidbar sind, können oft durch Analysen, die zwei oder mehr Merkmale in den Vergleich ein-

$$^2) \quad t = \frac{\bar{x}_A - \bar{x}_B}{s} \cdot \sqrt{\frac{N_A \cdot N_B}{N_A + N_B}}$$

beziehen, getrennt werden. Die Diskriminanzanalyse (DA), von LINDER (1961) Trennverfahren genannt, erfaßt mehrere Merkmale jedes einzelnen Tieres der Stichproben. Ihr Zweck ist neben der Trennung verschiedener Gesamtheiten die Zuordnung fraglicher Elemente zu einer der Gesamtheiten. Die Berechnung der linearen Diskriminanzfunktion nach FISHER (1948) erfordert bei mehreren Merkmalen einen großen Arbeitsaufwand. PENROSE hat 1945/47 einen Weg gewiesen, indem er die Vielzahl der ermittelten Maße auf zwei reduziert hat, die sich einfacher berechnen lassen. Diese beiden Maße heißen das Profilmaß p (shape) und das Ausdehnungsmaß a (size). p und a werden für alle Elemente berechnet und aus ihnen wird die Diskriminanzfunktion gebildet.

Voraussetzungen für die Durchführung einer DA sind:

1. Normalverteilung der Abmessungen der verwendeten Merkmale.
2. Gleiche Varianzen (Quadrate der Streuungen) bei den entsprechenden Merkmalen.
3. Die Merkmale sollen nicht in Korrelation zueinander stehen, weil die Verwendung solcher Merkmale keine zusätzliche Information ergibt.

1. Prüfung der Abmessungen auf Normalverteilung

Nachfolgend werden die Voraussetzungen für die Durchführung einer DA bei Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus (vergleichbare Reihen nach Tab. 1, Daten der Individuen in Tab. 2, 3 u. 4) geprüft.

Normalverteilung

Bezüglich der Definition der normierten Gauß-Verteilung, die mit der Bezeichnung Normalverteilung gemeint ist, wird auf die einschlägige Fachliteratur verwiesen. Nach WEBER (1961) werden empirische Verteilungen mit überschlägig aufgezeichneten Normalkurven gleichen Maßstabes verglichen oder es wird geprüft (WEBER, BAITSCH, 1957), ob sich die empirische Verteilung signifikant ($P \leq 5\%$) von einer Normalverteilung unterscheidet.

Erläuterung des Verfahrens nach BAITSCH (1957):

Eine Normalverteilung liegt vor, wenn von 100 Messungen 38 vom Mittelwert der Reihe nicht stärker als $\pm 0,5 \cdot s$ (Streuung) abweichen.

24 Messungen dürfen Abweichungen zwischen $-0,5s$ und $-1,5s$,

24 Messungen Abweichungen zwischen $+0,5s$ und $+1,5s$,

7 Abmessungen Abweichungen über $-1,5s$,

7 Abmessungen Abweichungen über $+1,5s$ vom Mittelwert haben.

Die Erwartungswerte geben die Anhaltspunkte der Normalverteilung bei der Anzahl der zur Verfügung stehenden Abmessungen, bezogen auf $N = 100$, an. Bei $n = 35$ wird gerechnet:

$$\frac{35 \cdot 38}{100} = 13,3 \quad \frac{35 \cdot 24}{100} = 8,4 \quad \frac{35 \cdot 7}{100} = 2,45$$

Es muß nun festgestellt werden, wieviel der Abmessungen in die Bereiche der Anhaltspunkte für die Normalverteilung fallen, unter Berücksichtigung der Streuung vom Mittelwert der Reihe.

Tab. 7 (S. 10) zeigt das Rechenbeispiel der Prüfung auf Normalverteilung für KR bei 35 Gelbhalsmäusen.

Tab. 7

7	24	38	24	7	Normalverteilung bei N = 100
-1,5s	-0,5s bis -1,5s	$\pm 0,5s$	+0,5s bis +1,5s	+1,5s	Streuung um Mittelwert
2,45	8,4	13,3	8,4	2,45	Erwartungswert zu n = 35
2	6	19	5	3	erhaltener Wert
0,45	2,4	5,7	3,4	1,45	Differenz zwischen Er- wartungswert und erhal- tenem Wert
0,2025	5,76	32,49	11,56	2,1025	Quadrat dieser Differenz (Δ^2)
0,08	0,68	2,44	1,37	0,85	$\frac{\Delta^2}{\text{Erwartungswert}}$
Summe $\frac{\Delta^2}{\text{Erwartungswert}}$ aus den Spalten 1-5: 5,42					

Auf der Tafel der χ^2 Verteilung findet man unter Berücksichtigung von 3 Freiheitsgraden den Tafelwert 7,8 (P 5 %). Der ermittelte Wert 5,42 ist kleiner, es liegt also keine signifikante Unterscheidung von einer Normalverteilung vor.

Die Tabelle 8 zeigt, daß die Verteilungen der Maße von KR, S, Hf, oZ bei Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus nicht signifikant von Normalverteilungen abweichen, da die Summen aus $\frac{\Delta^2}{\text{Erwartungswert}}$ immer kleiner sind als der zugehörige Wert aus der Tafel der χ^2 Verteilung (7,8; 3 Freiheitsgrade, P = 5 %).

Tab. 8

In den Spalten steht der Wert: Summe aus $\frac{\Delta^2}{\text{Erwartungswert}}$
 χ^2 Tafelwert: 7,8; P = 5 %, 3 Freiheitsgrade

Merkmal	Gelbhalsmaus n = 35	?-Waldmaus n = 24	Waldmaus n = 23
KR	5,42	0,58	0,92
S	0,58	0,71	2,70
Hf	4,33	3,87	3,39
oZ	2,59	1,35	3,86

Ein signifikanter Unterschied der Verteilung der Maße (KR, S, Hf, oZ) von der Normalverteilung liegt also bei den Untersuchungsgruppen nicht vor.

2. Vergleich der Varianzen

Überprüfung der Varianzen (s^2).

Es ist zu prüfen, ob sich die Varianzen (Quadrate der Streuungen um die Mittelwerte der einzelnen Merkmale) von Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus voneinander signifikant unterscheiden.

Die Prüfgröße F ergibt sich aus dem Quotienten der Quadrate der jeweils zu vergleichenden Streuungen.

$$F = \frac{s^2 \text{ (größerer Wert)}}{s^2 \text{ (kleinerer Wert)}}$$

Rechenbeispiel für F aus den Streuungen um die Mittelwerte der Kopfrumpflänge bei 35 Gelbhalsmäusen (Streuung s = 5) und 24 ?-Waldmäusen (s = 6),

$$F = \frac{36}{25} = 1,03$$

Die Tafel der F-Verteilung (n = 35, n = 24) gibt für

- 1 % Sicherheitspunkte F = 2,35, für
- 5 % Sicherheitspunkte F = 1,82 an.

Der berechnete Wert ist kleiner, also besteht kein signifikanter Unterschied der Streuungen um den Mittelwert der KR bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus.

Tab. 9 vergleicht die Streuungen um die Mittelwerte von KR, S, oZ, Hf von Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus.

Tab. 9

Gelbhalsmaus n 35 ?-Waldmaus n 24	$\frac{s^2}{s^2} = F$	F-Verteilung Tafelwert P = 1 % P = 5 %
KR	1,03	2,35 1,82
S	1,65	2,49 1,89
oZ	1,59	2,49 1,89
Hf	1	(kein Unterschied)
Gelbhalsmaus n 35 Waldmaus n 23		
KR	1	(kein Unterschied)
S	1,65	2,53 1,91
oZ	2,91	2,53 1,91
Hf	1	(kein Unterschied)
?-Waldmaus n 24 Waldmaus n 23		
KR	1,44	2,70 1,91
S	1	(kein Unterschied)
oZ	1,83	2,70 2,00
Hf	1	(kein Unterschied)

Aus Tab. 9 geht hervor, daß sich die Streuungen um die Mittelwerte der oZ bei Waldmaus und Gelbhalsmaus signifikant unterscheiden. (Der F-Wert 2,91 ist größer als der Tafelwert 2,53, $P = 1\%$). Ein Trennverfahren kann also unter Verwendung des Merkmals der oZ zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus nicht durchgeführt werden. Es ist dagegen möglich zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus sowie zwischen Waldmaus und ?-Waldmaus.

3. Prüfung auf Korrelation von Merkmalen

In Tab. 10 sind die Werte für den Korrelationskoeffizienten r für die zu vergleichenden Merkmale zusammengestellt. Formel für die Berechnung des Korrelationskoeffizienten:

$$r = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{(N - 1) \cdot s_x \cdot s_y}$$

$r = +1$ bedeutet, daß vollständige lineare Abhängigkeit der Vergleichsmerkmale vorliegt.

Mit dem wachsenden Merkmal x nimmt auch das Merkmal y zu.

$r = -1$ bedeutet ebenfalls vollständige lineare Abhängigkeit, doch entspricht dem Wachsen von x ein Abnehmen von y .

$r = 0$ besagt, es besteht keine lineare Abhängigkeit zwischen den Variablen.

Tab. 10

	S	oZ	Hf
KR	0,124	0,037	-0,182
S		0,308	0,343
oZ			0,336

Gelbhalsmaus $n = 35$; nach KOLLER (1953) besteht Korrelation bei $P = 0,27\%$, wenn r größer ist als 0,48. Eine Korrelation ist nicht nachzuweisen.

	S	oZ	Hf
KR	0,31	-0,64	-0,188
S		0,0081	0,89
oZ			0,22

?-Waldmaus $n = 24$; Korrelation besteht, wenn r größer ist als 0,55, dies trifft zu bei KR/oZ und bei S/Hf.

	S	oZ	Hf
KR	0,303	-0,52	-0,109
S		-0,046	0,331
oZ			0,37

Waldmaus $n = 23$; Korrelation besteht, wenn r größer ist als 0,61. Es ist keine Korrelation nachzuweisen.

Die berechneten Werte für den Korrelationskoeffizienten r überschreiten nur bei S/Hf und KR/oZ der ?-Waldmaus die Zufallshöchstwerte ($P = 0,27\%$ nach KOLLER).

Die starke Korrelation S/Hf ($r = 0,89$) bei der ?-Waldmaus, läßt es zweckmäßig erscheinen, beide Abmessungen nicht gemeinsam für ein Trennverfahren (an dem ?-Waldmaus beteiligt ist) heranzuziehen (s. S. 18).

Zusammenfassung der Prüfung der Voraussetzungen für eine DA:

1. Die Voraussetzungen für die Anwendung eines Trennverfahrens bei den Untersuchungsgruppen Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus sind bezüglich der Forderung nach Normalverteilungen der Merkmale insoweit erfüllt, als keine signifikanten Unterschiede von Normalverteilungen nachzuweisen sind.

2. Die Untersuchung der Varianzen ergab, daß ein Trennverfahren unter Verwendung von oZ nur zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus sowie zwischen ?-Waldmaus und Waldmaus möglich ist.

3. Die starke Korrelation von S/Hf bei ?-Waldmaus spricht gegen eine gleichzeitige Verwendung dieser Merkmale in einem Trennverfahren. Es wird deshalb in folgenden Trennverfahren auf die Verwendung von Hf verzichtet.

4. Die für die Anwendung eines Trennverfahrens geforderten Voraussetzungen sind zwar — streng genommen — nicht genau erfüllt, da bei der Prüfung der Werte auf Normalverteilungen und beim Vergleich der Streuungen lediglich festgestellt wurde, daß keine signifikanten Abweichungen vorliegen, genaue Normalverteilung und Gleichheit der Streuungen hingegen nicht nachgewiesen werden können. Unter gleichen Bedingungen haben aber andere (BAITSCH 1957, FÜRSCH 1963) schon erfolgreich gearbeitet.

f) Durchführung der verkürzten DA nach PENROSE (1945, 1947) zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus

Es folgt die Durchführung der verkürzten DA nach PENROSE mit den Untersuchungsgruppen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus (Tab. 2 u. 3) unter Verwendung der Abmessungen für KR, S und oZ.

Abb. A (S. 15) zeigt die Verteilung der Maße für KR, S und oZ von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus, aus denen die Diskriminanzfunktion berechnet werden soll. Der Geschlechtsdimorphismus (in den Stichproben innerhalb der Zufallsabweichungen), bleibt unberücksichtigt.

Die Berechnung der verkürzten linearen Diskriminanzfunktion folgt dem Rechen-schema WEBER (1961).

Zur Berechnung von p und a (siehe Seite 18) werden alle Einzelmaße normiert, indem sie durch die zugehörige Streuung dividiert werden. Die so gewonnenen Maße werden mit y bezeichnet (Tabelle 11).

Die a^1 ergeben sich durch zeilenweise Addition der y^1_i , die a^2 entsprechend durch zeilenweise Addition der y^2_i .

Die g_i berechnen sich aus den Mittelwertsabständen.

Die p^1 entstehen — ebenso wie die p^2 — durch zeilenweise Addition der vorher mit den Gewichten g_i multiplizierten y^1_i bzw. y^2_i .

Die Mittelwerte jeder Kolonne stehen in der letzten Horizontalreihe der Tab. 11.

Berechnung der g_i :

$$\bar{y}_1^1 - \bar{y}_1^2 = 14,107 - 16,720 = -2,613$$

$$\bar{y}_2^1 - \bar{y}_2^2 = 17,851 - 14,687 = 3,164$$

$$\bar{y}_3^1 - \bar{y}_3^2 = 10,564 - 13,672 = -3,108$$

$$\sum_{j=1}^3 (\bar{y}_j^1 - y_j^2) = -2,557 \quad m = 3$$

Die Gewichte g_i sind so definiert, daß ihre Summe gleich Null ist.

$$g_i = m \cdot \frac{\bar{y}_i^1 - \bar{y}_i^2}{\sum_{j=1}^3 (\bar{y}_j^1 - \bar{y}_j^2)} - 1.$$

$$g_1 = \frac{3 \cdot -2,613}{-2,557} - 1 = 2,066$$

$$g_2 = \frac{3 \cdot 3,164}{-2,557} - 1 = -4,712$$

$$g_3 = \frac{3 \cdot -3,108}{-2,557} - 1 = 2,646$$

$$\sum g_i = 0,000$$

Tab. 11: Normierte Meßwerte, Ausdehnungs- und Profilmaß

	y_1^1	y_2^1	y_3^1	y_1^2	y_2^2	y_3^2	p^1	a^1	p^2	a^2
	13,103	17,000	11,111	18,260	14,166	13,000	—23,633	41,214	5,373	45,426
	12,758	17,400	10,333	19,130	13,500	13,714	—28,201	40,491	12,198	46,344
	14,137	17,800	11,444	16,521	17,500	16,428	—24,386	43,381	— 4,859	50,449
	14,482	19,200	11,555	16,521	14,833	13,000	—29,976	45,237	— 1,363	44,355
	14,137	17,400	10,333	16,521	13,500	13,428	—25,441	41,870	6,051	43,443
	13,793	17,400	11,444	16,086	14,000	13,000	—23,212	42,637	1,664	43,086
	13,448	18,000	9,333	16,521	14,333	12,000	—32,337	40,781	— 1,653	42,854
	13,448	19,200	8,000	17,391	12,333	13,714	—41,519	40,648	14,104	43,438
	13,103	18,200	10,666	15,652	13,833	12,857	—30,463	41,969	1,176	42,342
	12,413	17,600	10,777	16,086	14,166	12,857	—28,770	40,790	0,503	43,109
	15,517	17,000	12,111	16,956	13,666	14,571	—16,000	44,628	11,548	45,193
	13,103	16,800	10,666	16,521	15,000	13,000	—23,867	40,569	— 2,150	44,521
	14,137	17,200	11,444	16,521	15,166	12,000	—21,559	42,781	— 5,578	43,687
	14,137	19,000	10,555	15,217	14,333	13,428	—32,392	43,692	— 0,568	42,978
	14,482	17,800	9,444	16,956	16,166	13,571	—28,965	41,726	— 5,234	46,693
	13,793	17,000	11,666	16,086	15,500	13,857	—20,739	42,459	— 3,137	45,443
	14,137	16,000	10,555	16,956	14,500	15,000	—18,256	40,692	6,397	46,456
	14,827	18,200	9,888	15,652	14,833	13,000	—28,962	42,915	— 3,158	43,485
	14,137	18,000	11,666	18,695	15,666	13,714	—24,741	43,803	1,093	48,075
	16,206	18,200	11,888	16,521	14,833	14,428	—20,815	46,294	2,416	45,782
	15,862	16,200	10,222	17,826	14,500	14,000	—16,516	42,284	5,549	46,326
	16,551	19,600	12,555	16,956	15,500	13,857	—24,940	48,706	— 1,339	46,313
	13,793	16,400	12,555	16,521	15,333	15,000	—15,560	42,748	1,573	46,854
	14,137	17,400	11,444	15,217	15,333	14,714	—22,501	42,981	— 1,878	45,264
	14,482	17,600	10,888				—24,202	42,970		
	15,517	17,600	10,444				—23,238	43,561		
	12,758	19,800	10,444				—39,305	43,002		
	13,448	18,000	11,000				—27,926	42,448		
	13,793	17,600	10,111				—27,681	41,504		
	14,827	18,200	11,555				—24,551	44,582		
	13,103	18,800	11,777				—30,353	43,680		
	12,413	18,400	9,777				—35,186	40,590		
	15,172	19,800	11,222				—32,259	46,194		
	14,482	17,600	9,444				—28,023	41,526		
	14,137	17,400	11,444				—25,009	42,981		
Summe:	493,773	624,800	369,761	401,290	352,493	328,138	—921,484	1498,334	38,728	1081,915
Mittelw.	14,107	17,851	10,564	16,720	14,687	13,672	—26 328	42,810	1,107	45,080

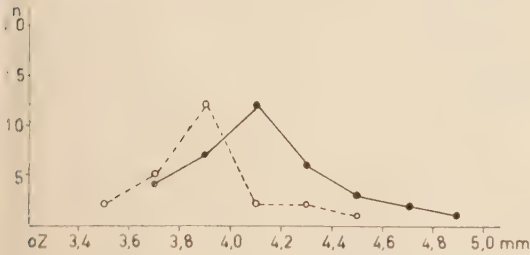
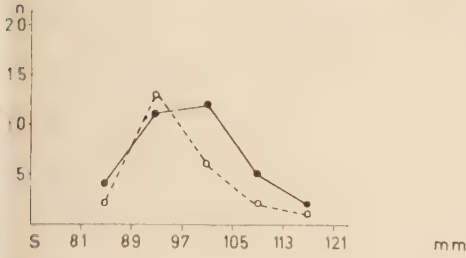
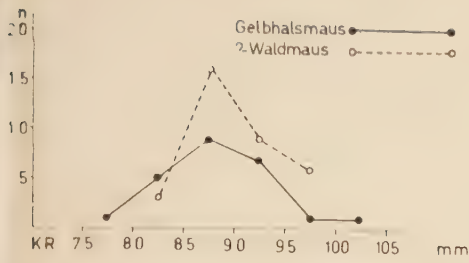


Abb. A: Verteilung der Meßwerte der Merkmale KR, S, oZ von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus.

Rechenschema zur DA Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus

a) Summen der Quadrate und Produkte

$$\begin{aligned}
 S(p^1)^2 &= 25\,457,922 \\
 S(p^2)^2 &= 759,713 \\
 S(a^1)^2 &= 64\,259,144 \\
 S(a^2)^2 &= 48\,858,831 \\
 S(p^1a^1) &= -39\,384,681 \\
 S(p^2a^2) &= 1\,729,528
 \end{aligned}$$

b) Korrekturglieder

$$\begin{aligned}
 (\bar{p}^1)^2 \cdot n^1 &= 24\,260,740 \\
 (\bar{p}^2)^2 \cdot n^2 &= 29,400 \\
 (\bar{a}^1)^2 \cdot n^1 &= 64\,144,360 \\
 (\bar{a}^2)^2 \cdot n^2 &= 48\,772,944 \\
 \bar{p}^1 \cdot \bar{a}^1 \cdot n^1 &= -39\,445,562 \\
 \bar{p}^2 \cdot \bar{a}^2 \cdot n^2 &= 1\,197,685
 \end{aligned}$$

c) SAQ bzw. SPA

$$\begin{aligned}
 q_{pp}^1 &= 25\,457,922 - 24\,260,740 = 1\,197,182 \\
 q_{pp}^2 &= 759,713 - 29,400 = 730,313 \\
 q_{pp} &= 1\,927,495 \\
 q_{aa}^1 &= 64\,259,144 - 64\,144,360 = 114,784 \\
 q_{aa}^2 &= 48\,858,831 - 48\,772,944 = 85,887 \\
 q_{aa} &= 200,671 \\
 q_{ap}^1 &= -39\,384,681 + 39\,445,562 = 60,881 \\
 q_{ap}^2 &= 1\,729,528 - 1\,197,685 = 531,843 \\
 q_{ap} &= 592,724
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 d_a &= 42,810 - 45,080 = -2,270 \\
 d_p &= -26,328 - 1,107 = -27,435
 \end{aligned}$$

e) $d_a q_{pp}$	=	-2,270 · 1 927,495	=	-4 375,414
$d_a q_{ap}$	=	-27,435 · 592,724	=	-16 261,383
				11 885,969
$d_p q_{aa}$	=	-27,435 · 200,671	=	-5 505,409
$d_a q_{ap}$	=	-2,27 · 592,724	=	-1 345,483
				-4 159,926
f) damit folgt	b =	$\frac{11\,885,969}{-4\,159,926}$	=	-2,857

Erläuterung des Rechenschemas zur DA zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus

- a) Die Werte für die Bildung der Summen der Quadrate und Summen der Produkte sind der Tabelle 1 zu entnehmen.
- b) Die Korrekturglieder werden aus den Quadraten der Mittelwerte $\bar{p}$, $\bar{a}$ und n bzw. den Produkten $\bar{p}\bar{a}$ und n gebildet.
- c) Zur Bildung der Summen q der Abweichungsquadrate (SAQ) von p^1 , p^2 werden die Differenzen zwischen der Summe der Quadrate von p^1 , p^2 und den Korrekturgliedern von p^1 , p^2 addiert.
(Ergebnis q_{pp})

Entsprechend wird mit $a^1 a^2$ verfahren. (Ergebnis q_{aa})

Summe der Produkte der Abweichungen (SPA) wird gebildet aus

$$\begin{array}{rcl}
 & S(p^1 a^1) - \bar{p}^1 \bar{a}^1 n^1 & \text{(Korrekturglied)} \\
 + & S(p^2 a^2) - \bar{p}^2 \bar{a}^2 n^2 & \text{(Korrekturglied)} \\
 \hline
 \text{ergibt} & q_{ap} &
 \end{array}$$

- d) d_a und d_p ergeben sich aus den Differenzen der Mittelwerte von a und p (Ausdehnungs- und Profirmaß, Tab. 11).
- e) Es können nun b_1 und b_2 gebildet werden.

$$\begin{aligned}
 b_1 &= d_a q_{pp} - d_p q_{ap}, & b_2 &= d_p q_{aa} - d_a q_{ap} \\
 b &= \frac{b_1}{b_2}
 \end{aligned}$$

Die Formel für die Diskriminanzfunktion lautet:

$$D = ba + p$$

nach der Berechnung von b in unserem Fall: verkürzte lineare Diskriminanzfunktion
 $D = -2,857a + p$.

Ist nun q_{ap} wesentlich kleiner als q_{aa} , q_{pp} , so ist das Ergebnis der verkürzten DA dem der unverkürzten gleichwertig. Im vorliegenden Fall ist q_{ap} zwar kleiner als q_{pp} , aber größer als q_{aa} .

Die Trennschärfe der unverkürzten DA (Fisheranalyse) kann also nicht erreicht werden.

Nach dem Rechenschema (WEBER 1961) erfolgte die Berechnung der linearen Diskriminanzfunktion:

$$D = -2,857 \cdot a + p$$

Durch Einsetzen der Werte a und p aus Tabelle 11 in die letzte Gleichung erhält man die Werte für die Rechenmaße (Tab. 12).

Tab. 12: Rechenmaßtabelle

Y1 Gelbhalsmaus	Y2 ?-Waldmaus
-141,381	-124,409
-143,884	-120,207
-148,326	-148,991
-159,218	-128,082
-145,064	-118,066
-145,026	-121,443
-148,848	-124,087
-157,650	-109,998
-150,368	-119,795
-145,307	-122,659
-143,502	-117,568
-139,772	-129,346
-143,784	-130,392
-157,220	-123,356
-148,176	-138,636
-142,044	-132,968
-134,513	-126,328
-151,570	-127,395
-149,886	-136,257
-153,077	-128,383
-137,321	-126,804
-164,093	-133,655
-137,691	-132,289
-145,298	-131,197
-146,967	-3052,34
-147,691	
-162,162	
-149,200	
-146,272	
-151,922	
-155,147	
-151,152	
-164,235	
-146,663	
-147,806	
-5202,19	

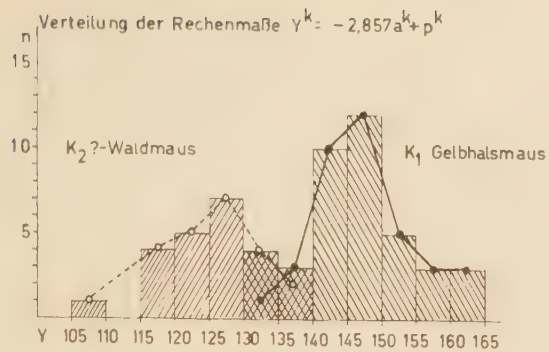


Abb. B: Verteilung der Rechenmaße $Y^k = -2,857 a^k + p^k$

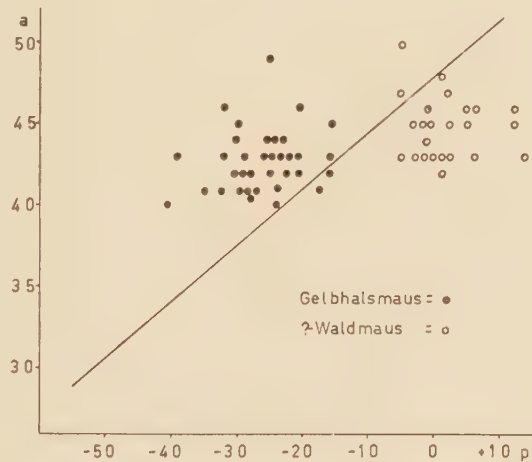


Abb. C: Wertepaare a^1p^1 Gelbhalsmaus und a^2p^2 ?-Waldmaus im a/p Koordinatensystem der Geraden $p = -137,4 + 2,857a$.

In Abb. B sind die Verteilungen der Rechenmaße dargestellt. Die Werte sind jeweils zu Klassen der Größe 5 zusammengefaßt.

Die Kurven der durch die verkürzte DA ermittelten Werte zeigen eine deutliche Trennung für die Gruppen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus. Die Überschneidung der Kurven liegt lediglich in den Klassen zwischen 130 und 140.

In Abb. C sind die Wertepaare a^1p^1 und a^2p^2 (Tab. 11) der einzelnen Tiere dargestellt.

Das Mittel der Überschneidungswerte in den Klassen zwischen 130 und 140 beträgt $-137,4 = \bar{y}$.

Löst man die Gleichung $D = -2,857a + p$ nach p auf und betrachtet $\bar{y} = -137,4$ als Grenze, so erhält man die Gleichung für die Gerade $p = -137,4 + 2,857a$, die in den Punkteschwarm eingezeichnet ist und die Wertepaare der beiden Gesamtheiten trennt.

Koordinaten für die Gerade: $a \ 30 \ p -52$
 $a \ 50 \ p \ 5,5$

Die Trenngerade reiht zwei Tiere der Gruppe ?-Waldmaus (in Übereinstimmung mit den Überschneidungswerten der Tab. 12, Rechenmaßtabelle) in die Gruppe Gelbhalsmaus ein (Nr. 131 und Nr. 756 der Tab. 3). Nr. 131 hat tatsächlich deutliche Abmessungen einer Gelbhalsmaus, aber Zahnreihenlänge und Fell einer Waldmaus. (Alpengelbhalsmaus?)

Die Abtrennung der ?-Waldmaus Nr. 756 von der Gruppe ?-Waldmaus sowie umgekehrt der Gelbhalsmäuse Nr. 710 und Nr. 730 von ihrer Gruppe darf nicht überbewertet werden, weil der Ermittlung der a/p -Werte die Streuungsnormierung der Einzelabmessungen vorausgeht. Die geforderte Voraussetzung einer Gleichheit der Streuungen ist nicht erfüllt, die Folge davon sind Wertverschiebungen, aufgrund deren man Ergebnisse, die nahe an den jeweiligen Grenzwerten liegen, vorsichtig beurteilen muß.

Zusammenfassung

Während sich die Abmessungen der verwendeten Merkmale (KR, S, oZ) bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus sehr stark überschneiden (Abb. A, S. 15), weist die Darstellung der nach der DA ermittelten Rechenmaße (Abb. B, S. 17) darauf hin, daß Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus nicht zu gleichen Grundgesamtheiten gehören.

Nachdem q_{ap} nicht wesentlich kleiner als q_{aa} und q_{pp} ist (s. Rechenschema S. 15), kann angenommen werden, daß die Berechnung der unverkürzten DA zu einer noch stärkeren Trennung der Gesamtheiten führen würde.

Vergleich von Einzelmerkmalen von ?-Waldmaus und Waldmaus

- a) Vergleich der Mittelwertsunterschiede der Schwanzlänge von ?-Waldmaus und Waldmaus nach dem t-Test mit Hinweis auf die geringen Unterschiede bei der oZ und der KR.

Während beim Vergleich von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus von den für die DA verwendeten Merkmalen (KR, S, oZ) die oZ für sich allein betrachtet einen statistisch gesicherten Unterschied ergibt, zeigt beim Vergleich von ?-Waldmaus mit der Waldmaus von den Merkmalen KR, S, oZ einen statistisch gesicherten Unterschied nur die S.

Der Vergleich der in Tab. 5 enthaltenen Mittelwerte nach dem t-Test ergibt für die S die

$$\begin{array}{ll} \text{Prüfgröße } t = 2,52 \\ \text{und den Tafelwert } 2,42 \text{ der } t\text{-Verteilung bei } P = 2\% \end{array}$$

Die Prüfgröße t ist größer als der Tafelwert. Der Unterschied ist gesichert.

Der Vergleich der Mittelwerte von KR und oZ bei ?-Waldmaus und Waldmaus nach dem t-Test erübrigt sich, weil diese Werte bei jeweils einheitlicher Streuung um die Mittelwerte sehr nahe beisammen liegen.

- b) Berechnung des DC für das Merkmal S bei ?-Waldmaus und Waldmaus

Die Berechnung des DC für das Merkmal S ergibt:

$$CD = \frac{96 - 91}{14} = 0,36$$

Dieser Wert würde bei sinngemäßer Deutung (S. 8) nicht für eine artliche Trennung sprechen.

Verkürzte DA nach PENROSE zwischen ?-Waldmaus und Waldmaus

Die Voraussetzungen für die Berechnung einer DA zwischen ?-Waldmaus und Waldmaus unter Verwendung der Merkmale KR, S, oZ sind erfüllt (S. 13, Ziff. 1, 2, 3).

In der Abb. D sind die Verteilungen der Abmessungen für KR, S, oZ (aus Tab. 3 u. 4), die sich stark überschneiden, dargestellt.

Die Berechnung der verkürzten Diskriminanzfunktion ergibt: $D = 0,792 a + p$ (Tabellen und Rechenschema im Anhang S. 44).

Durch Einsetzen der Werte a und p aus Tab. 24 in die Gleichung $D = 0,792 a + p$ ergeben sich die Werte für die Rechenmaße.

Tab. 13: Rechenmaßtabelle

Y2 ?-Waldmaus	Y3 Waldmaus
41,914	54,075
42,596	53,271
40,227	52,411
39,268	56,839
37,808	51,602
37,657	57,505
39,252	52,073
38,209	53,226
36,746	52,753
37,880	56,242
38,261	53,009
39,427	54,667
40,043	54,037
36,138	54,899
41,092	53,848
38,688	55,974
38,855	53,284
37,629	51,915
43,831	53,169
38,613	54,286
40,955	53,995
40,329	51,950
41,025	54,745
38,696	

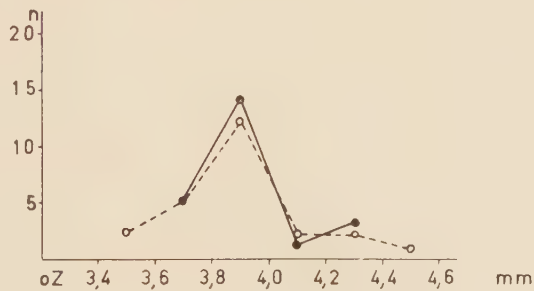
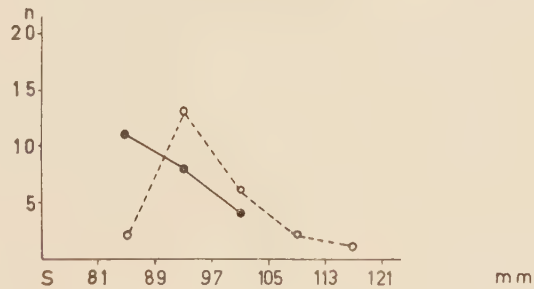
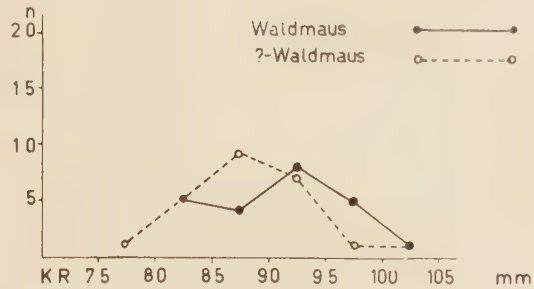


Abb. D: Verteilung der Meßwerte der Merkmale KR, S, oZ von Waldmaus und ?-Waldmaus.

In Abb. E sind die Verteilungen der Rechenmaße dargestellt. Die Werte sind jeweils zu Klassen der Größe 2 zusammengefaßt.

Da keine Überschneidungen der Rechenmaße vorliegen, kann das Mittel aus den Einzelwerten beider Reihen (Y2 und Y3) der Rechenmaßtabelle, $\bar{y} = 46,488$ zur Konstruktion der Trenngeraden verwendet werden.

In Abb. F sind die Wertepaare a^2p^2 und a^3p^3 der einzelnen Tiere dargestellt.

Die Gleichung $D = 0,792 a + p$ wird nach p aufgelöst und $\bar{y} = 46,488$ als Grenze betrachtet.

Es ergibt sich die Gleichung für die Gerade $p = 46,488 - 0,792 a$, die in den Punkteschwarm eingezeichnet ist und die Wertepaare der beiden Gesamtheiten trennt.

Koordinaten für die Gerade: $a \ 42 \ p \ 13$
 $a \ 57 \ p \ 1$

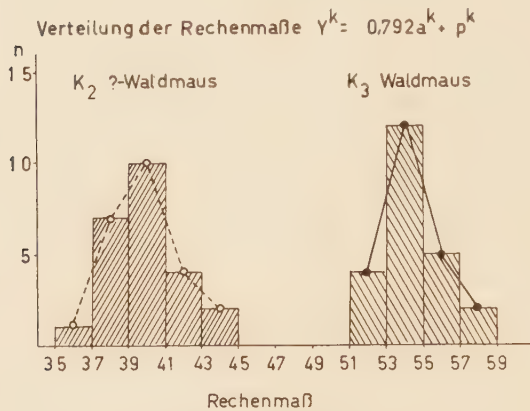


Abb. E: Verteilung der Rechenmaße $Y^k = 0,792a^k + p^k$

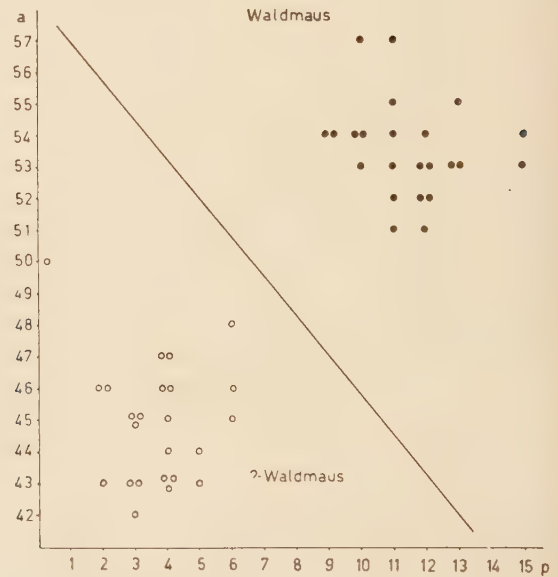


Abb. F: Wertepaare $a^k p^k$?-Waldmaus und $a^k p^k$ Waldmaus im a/p Koordinatensystem der Geraden $p = 46,488 - 0,792a$.

Zusammenfassung

Das Ergebnis der DA weist darauf hin, daß ?-Waldmaus und Waldmaus nicht zur gleichen Grundgesamtheit gehören.

Weil q_{ap} wesentlich kleiner ist als q_{aa} und q_{pp} (s. S. 16 und zugehöriges Rechenchema im Anhang S. 44), kann angenommen werden, daß beim Vergleich ?-Waldmaus—Waldmaus das Ergebnis der verkürzten DA dem der unverkürzten gleichwertig ist.

Untersuchung weiterer Einzelmerkmale von Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus mittels X-Test (Van der Waerden-Test)

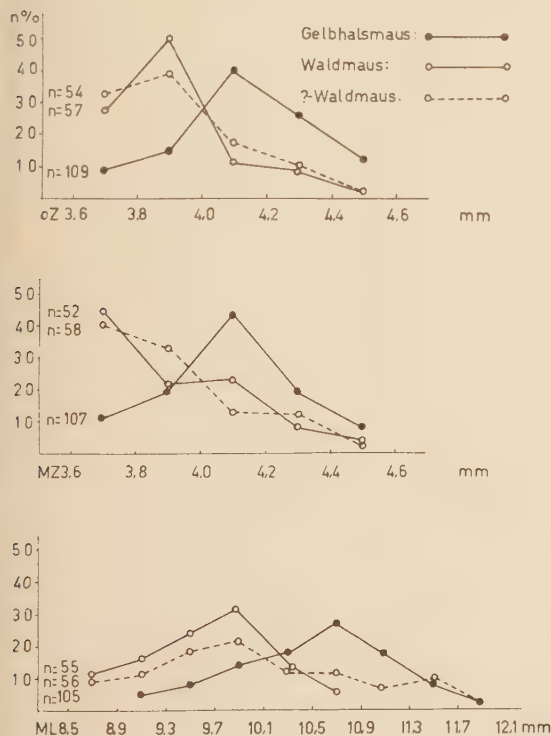
Die DA trennt die Untersuchungsgruppen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus sowie ?-Waldmaus und Waldmaus. Von den bei der Berechnung der zwei DA verwendeten

Merkmale KR, S, oZ weist beim Vergleich Gelbhalsmaus — ?-Waldmaus die oZ und beim Vergleich ?-Waldmaus — Waldmaus die S den größten Unterschied auf.

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus
oZ	Unterschied statistisch gesichert	kein Unterschied	
S	kein gesicherter Unterschied	Unterschied statistisch gesichert	

Vom Fehlen des durchgehenden Halsbandes abgesehen, überwiegen in der Untersuchungsgruppe der ?-Waldmaus die Fellmerkmale (weißer Bauch gegen die Oberseite scharf abgesetzt) und die Körper-Schwanzrelationen (Schwanz länger als Körper) der Gelbhalsmaus. Die oZ der ?-Waldmaus dagegen zeigt keinen Unterschied von der der Waldmaus.

Es ist noch nicht genau bekannt, inwieweit das taxionomisch allgemein stark bewertete Merkmal der oZ in Zusammenhang mit der Zahnabnutzung und dem Kieferlängenwachstum steht. Es muß damit gerechnet werden, daß der Zahnabnutungsgrad neben dem Alter des Tieres auch in Abhängigkeit von der Härte der jeweiligen Nahrung sowie deren Vitamin- und Mineralsalzgehalt steht. Es wurden deshalb weitere Schädeleigenschaften untersucht. Die Aufzeichnung der Verteilungen von 28³⁾ verschiedenen Schädelabmessungen (104 Gelbhalsmäuse, 58 ?-Waldmaus-Typen, 55 Waldmäuse) ergab Anhaltspunkte für größere Mittelwertabstände und geringere Überschneidungen der Werte im Vergleich zu anderen Merkmalen bei der oZ, der Zahnreihenlänge des Unterkiefers (MZ), der Unterkieferlänge (ML), der Unterkieferhöhe (MH), der vorderen Gehirnkapselhöhe (VG) und der hinteren Schädelhöhe (HS) (Abb. G₁ u. G₂).



Der Vergleich der Abmessungen der angeführten Merkmale (oZ, MZ, ML, MH, VG, HS) der Tiere des Untersuchungsmaterials (Tab. 2, 3, 4) erfolgte nach dem von VAN DER WAERDEN & NIEVERGELT (1956) vorgeschlagenen X-Test, weil dieser im Gegensatz zum t-Test auch noch zuverlässig ist, wenn keine Normalverteilungen der Abmessungen vorliegen und sich die Streuungen voneinander unterscheiden. Rechenbeispiel zum X-Test auf S. 42 u. 43. Die Ergebnisse dieser Prüfungen sind in der Tab. 14 (S. 23) zusammengefaßt. Zusätzlich wurde in diese Tab. das Ergebnis des Vergleichs der Hf und der S der Tiere der Untersuchungsgruppen aufgenommen.

Abb. G₁: Verteilung der Meßwerte für oZ, MZ, ML bei Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus.

³⁾ Ein Verzeichnis der Abkürzungen aller Schädelabmessungen mit den Ansatzpunkten ist als Anlage (Seite 46) beigefügt.

Keine gesicherten Unterschiede innerhalb der drei Untersuchungsgruppen bei Merkmalen mit deutlicheren Mittelwertsabständen aus Abb. G₁ und G₂ sind nachzuweisen bei der ML und der VG.

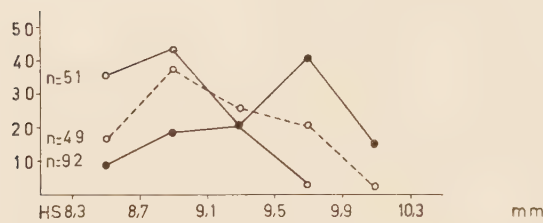
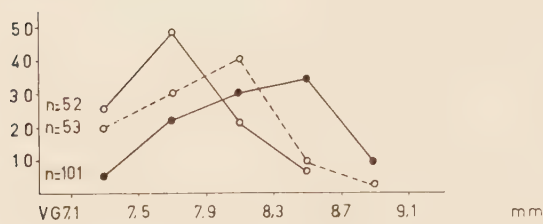
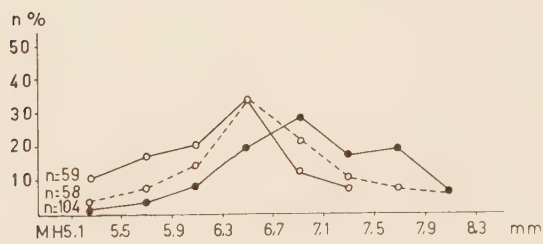


Abb. G₂: Verteilung der Meßwerte für MH, VG, HS bei Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus.

Die Zahnreihenlänge des Unterkiefers verhält sich bei den bisher untersuchten Gruppen wie die Zahnreihenlänge des Oberkiefers. Die Mittelwerte dieser Abmessungen bei der Gelbhalsmaus unterscheiden sich stark gesichert von ?-Waldmaus und Waldmaus. Ein Unterschied zwischen Waldmaus und ?-Waldmaus besteht diesbezüglich nicht.

Diese beiden Gruppen unterscheiden sich aber schwach gesichert ($P = 5\%$) hinsichtlich der Unterkieferhöhe (MH). Beim Vergleich von Gelbhalsmaus und Waldmaus ergibt sich bezüglich der Unterkieferhöhe ein gesicherter Unterschied ($P = 2\%$), bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus ist keine signifikante Unterscheidung der Mittelwerte dieser Abmessung möglich. Der X-Wert für die hintere Schädelhöhe (HS) liegt beim Vergleich von Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus bemerkenswert nahe der 5%-Schranke. Der entsprechende Unterschied (HS) ist zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus stark gesichert, nicht aber zwischen ?-Waldmaus und Waldmaus.

Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus unterscheiden sich beide in Bezug auf Hinterfußlänge und Schwanzlänge stark gesichert ($P = 1\%$) von der Waldmaus. Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus unterscheiden sich diesbezüglich voneinander nicht gesichert.

Übersicht

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus
MZ (oZ)	Unterschied stark gesichert		kein Unterschied
MH	kein gesicherter Unterschied	Unterschied schwach gesichert	
HS	(Unterschied nahe der Sich.)	kein gesicherter Unterschied	
S	kein gesicherter Unterschied	Unterschied stark gesichert	
HSf	kein gesicherter Unterschied	Unterschied stark gesichert	

Tab. 14 Ergebnisse der Untersuchung von oZ, MZ, MH, HS, S und Hf mit dem X-Test bei Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus	Gelbhalsmaus
OZ $\bar{x}$	4,1	3,8	3,86	4,1
Schranke für X (P %)	1 % 8,32			
X-Wert	10			
Unterschied:	stark gesichert	kein Unterschied	stark gesichert	
MZ $\bar{x}$	4,1	3,8	3,84	4,1
Schranke für X (P %)	1 % 8,32			
X-Wert	8,64			
Unterschied:	stark gesichert	kein Unterschied	stark gesichert	
MH $\bar{x}$	6,65	6,68	6,5	6,65
Schranke für X (P %)			5 % 6,21	2 % 7,35
X-Wert			6,35	7,7
Unterschied:	nicht gesichert	schwach gesichert	gesichert	
HS $\bar{x}$	9,31	9,1	8,9	9,31
Schranke für X (P %)	5 % 5,50			1 % 7,39
X-Wert	5,00			9,1
Unterschied:	nahe der schwachen Sicherung	nicht gesichert	stark gesichert	
S $\bar{x}$	98	96	91	98
Schranke für X (P %)			1 % 8,22	1 % 8,22
X-Wert			8,24	9,47
Unterschied:	nicht gesichert	stark gesichert	stark gesichert	
Hf $\bar{x}$	23	22,7	22	23
Schranke für X (P %)			1 % 8,22	1 % 8,22
X-Wert			8,72	11,27
Unterschied:	nicht gesichert	stark gesichert	stark gesichert	

Tab. 15: Maßmittelwerte in den CB-Bereichen 20–27 bei Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus

Gelbhalsmaus	n 12	24	53
?-Waldmaus	n 11	23	18
Waldmaus	n 25	22	7
CB	20–21,9	22–23,9	24–27
KR $\bar{x}$	G	77	89
	?-W	83	88
	W	78	90
S $\bar{x}$	G	87	98
	?-W	90	96
	W	84	91
Hf $\bar{x}$	G	22,0	23,0
	?-W	21,7	22,7
	W	21,7	22,0
MZ (oZ) $\bar{x}$	G	4,1 (4,0)	4,1 (4,1)
	?-W	3,7 (3,7)	3,8 (3,8)
	W	3,9 (3,8)	3,8 (3,86)
MH $\bar{x}$	G	6,1	6,65
	?-W	6,1	6,7
	W	6,0	6,5
HS $\bar{x}$	G	8,8	9,31
	?-W	8,6	9,1
	W	8,8	8,9
			9,6
			9,2
			9,0 (Schätzwert)

Die bisherigen Untersuchungen haben sich auf Tiere aus dem CB-Bereich 22–23,9 (meist Zahnabnutzungsgrad 3) beschränkt. In Tab. 15 (S. 23) werden auch die Mittelwerte von Tieren mit größeren und kleineren CB aufgeführt und in Abb. H dargestellt.

Der Tab. 15 und Abb. H ist zu entnehmen, daß die im mittleren Entwicklungszustand vorhandenen oder angedeuteten Unterschiede bei den verschiedenen Merkmalen im allgemeinen mit fortschreitendem Wachstum der Tiere größer werden. Lediglich bei der Zahnreihenlänge des Oberkiefers und des Unterkiefers trifft das nicht zu. Auffallend ist, daß diese beiden Abmessungen bei den ganz ausgewachsenen Tieren nicht mehr so einheitlich sind. Während bei den Tieren des mittleren Entwicklungszustandes sich die Mittelwerte der Untersuchungsgruppe Gelbhalsmaus deutlich von ?-Waldmaus und Waldmaus unterscheiden, treten diese Unterschiede bei CB über 24 zurück. Besonders auffällig ist das bei der oZ. Bei diesen großen Tieren (meist Zahnabnutzungsgrad 4) kann sich als ein Ansatzpunkt für die Messung der Zahnreihenlänge bereits der Alveolarenrand ergeben. Es wäre also eine Verkürzung der Zahnreihenlänge zu erwarten, die aber durch Vergrößerung des Alveolarenabstandes im Zusammenhang mit dem Längenwachstum des Schädels vermutlich ausgeglichen wird. Es könnte sein, daß sich diesbezüglich Oberkiefer und Unterkiefer verschiedenartig verhalten. Bei der Anwendung des X-Testes auf die Abmessungen der Tiere über CB 24 wurde deshalb auf das Merkmal Zahnreihenlänge verzichtet.

Zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus ergibt sich bei den Tieren des mittleren Entwicklungszustandes noch kein Unterschied in der MH, in Bezug auf die HS ist er nur angedeutet. In beiden Fällen ist dieser Unterschied bei Tieren über CB 24 schwach gesichert. Ein Unterschied in Bezug auf die S tritt zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus ebenfalls erst bei ganz alten Tieren auf, dann aber statistisch stark gesichert. Die Mittelwertsunterschiede der Abmessungen der Hf liegen bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus auch bei den alten Tieren im Bereich der Zufallsabweichungen. Der X-Wert liegt aber nahe der 5 %-Schranke. Diese Ergebnisse des X-Testes, angewendet auf die der Tab. 15 zugrundegelegten Untersuchungsreihen, sind in der Tab. 16 zusammengefaßt.

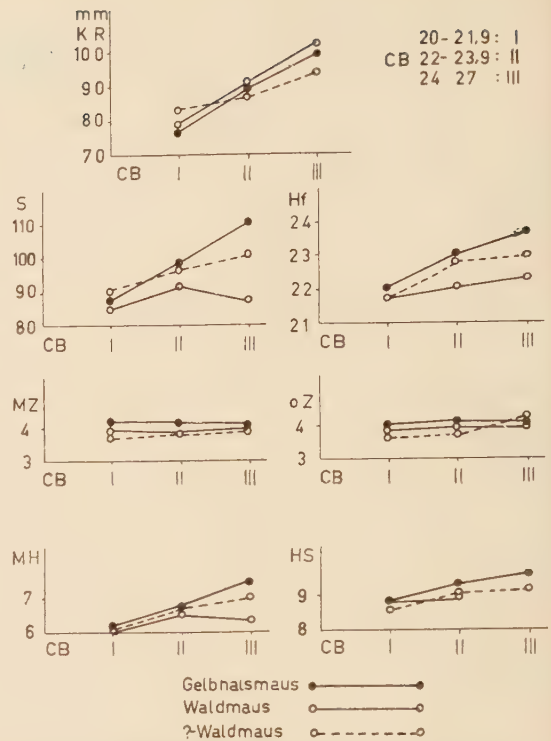


Abb. H.: Mittelwerte von KR, S, Hf, MZ, oZ, MH, HS in den CB-Bereichen 20–21,9; 22–23,9; 24–27 bei Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus.

Tab. 16: Ergebnisse des X-Testes, angewendet auf Untersuchungsreihen, deren Mittelwerte in Tab. 15 zusammengefaßt sind

Gelbhalsmaus n = 18

?-Waldmaus n = 18

Merkmal $\bar{x}$	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	X-Wert	5 %-Schranke	1 %-Schranke	Unterschied
MH	7,31	7,0	5,90	5,42		schwach gesichert
HS	9,6	9,2	5,22	4,51		schwach gesichert
S	110	100	7,23		7,06	stark gesichert
Hf	23,6	22,9	4,48	5,42		nicht gesichert

Taxionomisch wichtige Unterschiede bezüglich Hf, S und MH zwischen ?-Waldmaus und Waldmaus treten bereits im mittleren CB-Bereich (22–23,9) deutlich hervor (Tab. 15, S. 23). Aus Abb. H (S. 24) ist zu ersehen, daß sich diese Unterschiede bei älteren Tieren vergrößern. Wegen der geringen Anzahl (n = 7) eindeutiger Waldmäuse mit CB größer als 24 ist eine nochmalige Berechnung der schon im mittleren Entwicklungszustand nachgewiesenen Unterschiede nicht sinnvoll.

Berechnung des prozentualen Mittelwertsabstandes einzelner Merkmale und der Summen von mehreren Merkmalen bei Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus

Wie das vorhergehende Kapitel gezeigt hat, tragen die Merkmale S, Hf, oZ/MZ, MH und HS in unterschiedlicher Weise zur Unterscheidung von Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus bei (Übersicht S. 22).

Ein Vergleich der drei Untersuchungsgruppen aufgrund gleichzeitiger Verwendung der angeführten fünf Merkmale setzt wegen der großen absoluten Unterschiede der jeweiligen Abmessungen eine Normierung voraus, durch die eine Addition der Werte der fünf verschiedenen Merkmale ermöglicht wird. Dieses Verfahren kann auf alle Einzelindividuen angewendet werden. Im vorliegenden Fall interessiert aber nur der Vergleich der Mittelwerte.

Zur Normierung werden die Mittelwerte einer Gruppe — der Bezugsgruppe — gleich 100 gesetzt und von den entsprechenden Mittelwerten der Vergleichsgruppen die prozentualen Mittelwertsabstände berechnet.

$$\frac{\text{Mittelwert des Merkmals der Vergleichsgruppe} \cdot 100}{\text{Mittelwert des gleichen Merkmals der Bezugsgruppe}} = \text{prozentualer Mittelwertsabstand.}$$

Als Bezugsgruppe wurde die Gelbhalsmaus gewählt.

Prozentualer Mittelwertsabstand der Merkmale S, Hf, MZ/oZ, MH, HS und deren Summe von Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus, CB-Bereich 22–23,9, berechnet aus Tab. 15, S. 23, und dargestellt in Abb. J.

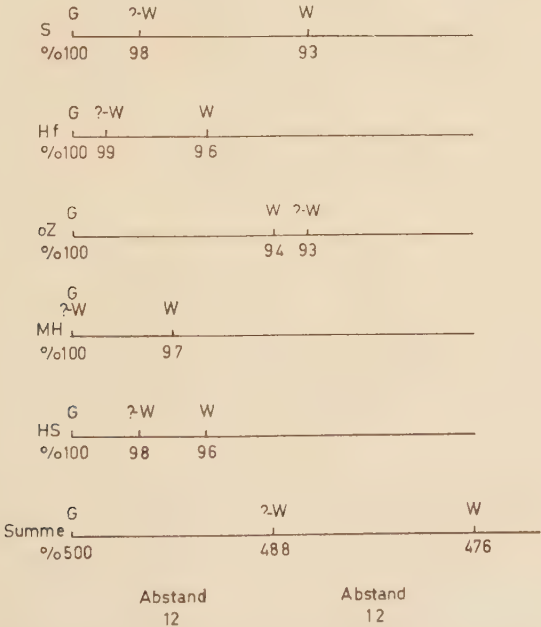


Abb. J: Darstellung der prozentualen Mittelwertsabstände der Merkmale S, Hf, oZ, MH, HS und deren Summen von Gelbhalsmaus (G), Waldmaus (W) und ?-Waldmaus (?-W) aus dem CB-Bereich 22–23,9.

Tab. 17

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus
S	100 ‰	98 ‰	93 ‰
Hf	100 ‰	99 ‰	96 ‰
MZ/oZ	100 ‰	93 ‰	94 ‰
MH	100 ‰	100 ‰	97 ‰
HS	100 ‰	98 ‰	96 ‰
Summe:	500	488	476
	Abstand 12		Abstand 12

Die Summen aus den prozentnormierten Mittelwerten der einzelnen Merkmale zeigen, daß ?-Waldmaus in Bezug auf die gemeinsame Auswertung von S, Hf, oZ/MZ, MH, HS genau zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus steht. Die Differenz der Summen der prozentnormierten Mittelwerte zwischen Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus sowie zwischen ?-Waldmaus und Waldmaus beträgt jeweils 12 und wird in der Übersichtstabelle als Abstand bezeichnet.

Es folgt die Berechnung des prozentualen Mittelwertsabstandes für Tiere mit CB 24–27.

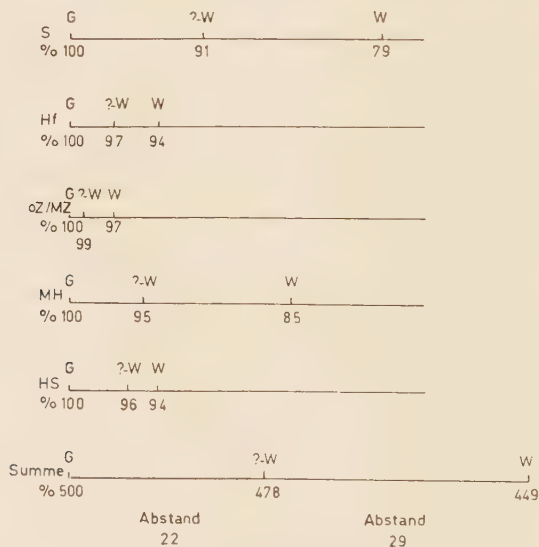


Abb. K: Darstellung der prozentualen Mittelwertsabstände der Merkmale S, Hf, oZ/MZ, MH, HS und deren Summen von Gelbhalsmaus (G), Waldmaus (W) und ?-Waldmaus (?-W) aus dem CB-Bereich 24–27.

Prozentualer Mittelwertsabstand der Merkmale S, Hf, MZ/oZ, MH, HS und deren Summe von Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus, CB-Bereich 24–27, berechnet aus Tab. 15, S. 23, und dargestellt in Abb. K.

Bei Vergrößerung der Abstände bleibt die Mittelstellung von ?-Waldmaus auch bei den älteren Tieren erhalten. Da Waldmäuse der zuletzt verglichenen Größe sehr selten sind und bei den vorhandenen Schädeln, wegen leichter Beschädigung beim Fang, genaue Maße von der hinteren Schädelhöhe nicht abgenommen werden konnten, wurde für HS ein Schätzwert eingesetzt.

Tab. 18

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus
S	100 ‰	91 ‰	79 ‰
Hf	100 ‰	97 ‰	94 ‰
MZ/oZ	100 ‰	99 ‰	97 ‰
MH	100 ‰	95 ‰	85 ‰
HS	100 ‰	96 ‰	94 ‰ (Schätzwert)
Summe:	500	478	449
		Abstand 22	Abstand 29

Da sich bei den alten Tieren des Untersuchungsmaterials oZ und MZ nicht mehr einheitlich verhalten, wurde in der Zusammenstellung der prozentuale Mittelwertsabstand aus dem Mittel zwischen oberer und unterer Zahnreihenlänge berechnet.

Zusammenfassung

Der Vergleich der Summen der ‰ normierten Mittelwertsabstände der Merkmale, die für sich betrachtet ?-Waldmaus teils näher zur Gelbhalsmaus, teils näher zur Waldmaus stellen, weist wiederum auf eine Stellung von ?-Waldmaus zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus hin.

Untersuchung der Korrelation von KR und CB bei Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus

Für die Untersuchung der Korrelation von KR und CB wurden sämtliche vorhandenen Tiere der Gruppen Gelbhalsmaus ($n = 104$), ?-Waldmaus ($n = 58$) und Waldmaus ($n = 55$) verwendet. In Abb. I, M, N (S. 28) sind die Wertepaare für KR und CB der einzelnen Tiere durch Punkte dargestellt. Die jeweils durch den Punkteschwarm gehende Mittellinie kann jeweils einer Geraden angepaßt werden. Es besteht lineare Korrelation. Die Anpassung dieser Geraden, der Regressionslinie Y an die beobachteten Werte, erfolgt nach der Methode der kleinsten Quadrate. Zur Konstruktion der Geraden wird der Regressionskoeffizient (RGK) b berechnet.

$$b = \frac{\sum (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

Umformung zur Berechnung in:

$$b = \frac{\sum x_i \cdot y_i - \frac{\sum y_i \cdot \sum x_i}{N}}{\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{N}}; x = CB, y = KR$$

Zusammenstellung der für die Berechnung benötigten Werte:

Tab. 19

	N	$\bar{x}$	$\bar{y}$	$\sum x_i$	$\sum y_i$	$\sum x_i \cdot y_i$	$\sum x_i^2$	$(\sum x_i)^2$
Gelbhalsmaus	104	23,8	92	2475,9	9610	230152	59187,77	6130080,81
?-Waldmaus	58	22,9	88	1324,4	5103	117400	30459,94	1754035,36
Waldmaus	55	21,8	84,6	1198,1	4655	102115	26173,59	1435443,61

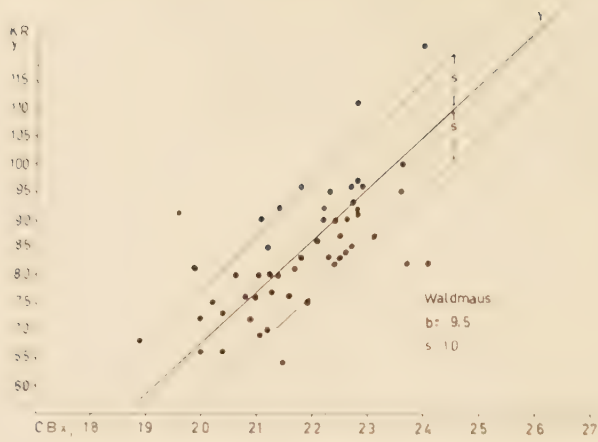


Abb. L: Regressionslinie zwischen CB und KR der Waldmaus.

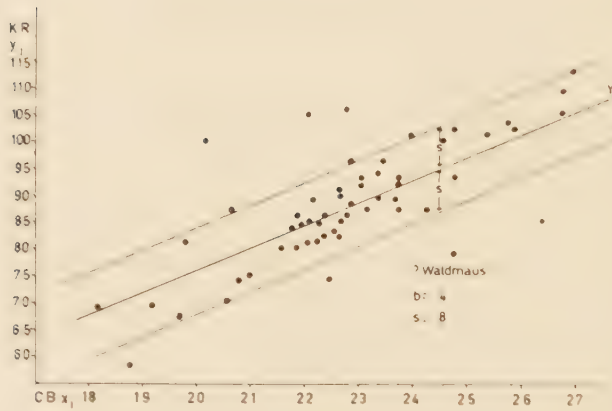


Abb. M: Regressionslinie zwischen CB und KR der γ -Waldmaus.

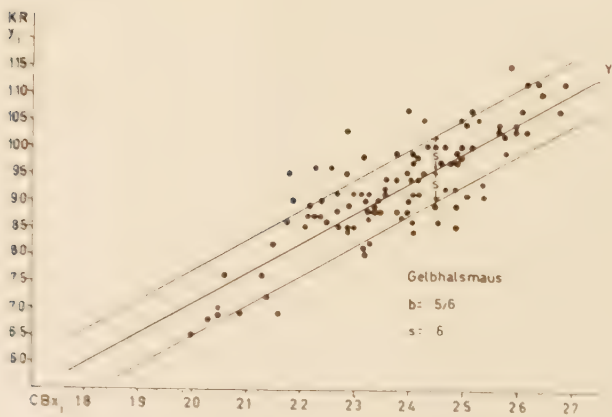


Abb. N: Regressionslinie zwischen CB und KR der Gelbhalsmaus.

RGK b Gelbhalsmaus = 5,6

$$(b = \frac{230\,152 - \frac{9\,610 \cdot 2\,475,9}{104}}{59\,187,77 - \frac{6\,130\,080,81}{104}} = 5,59)$$

RGK b ?-Waldmaus = 4

$$(b = \frac{117\,400 - \frac{5\,103 \cdot 1\,324,4}{58}}{30\,459,94 - \frac{1\,754\,035,36}{58}} = 4,02)$$

RGK b Waldmaus = 9,5

$$(b = \frac{102\,115 - \frac{4\,655 \cdot 1\,198,1}{55}}{26\,173,59 - \frac{1\,435\,443,61}{55}} = 9,5)$$

RGK 5,6 bedeutet, daß zu einem Schädelwachstum von 1 mm im Mittel ein Körperwachstum von 5,6 mm gehört.

Mit Hilfe der RGK werden jeweils die Koordinaten der Regressionslinien Y berechnet:

Aus $Y = \bar{y} + b (x - \bar{x})$ ergeben sich für $x = 20$ und $x = 27$ die dazugehörigen y-Werte.

Koordinaten der Regressionslinie Y

	x	y
Gelbhalsmaus	20	71
	27	110
?-Waldmaus	20	76
	27	105
Waldmaus	20	68
	27	134

Berechnung und Vergleich der Korrelationskoeffizienten

Zur Feststellung, ob die nach der Anordnung der Wertepaare (x, y) zu erwartende Korrelation gesichert ist, wird der Korrelationskoeffizient (KK) r aus dem RGK b und der Streuung s von x und y um $\bar{x}$ und $\bar{y}$ berechnet und jeweils mit dem Zufallshöchstwert des KK verglichen (WEBER 1961, Taf. 11.)

$$r = b \cdot \frac{s_x}{s_y}$$

$$\text{Dabei ergibt sich s aus } s^2 \text{ nach der Formel } s^2 = \frac{\sum x_i^2 - \frac{T^2}{N}}{N - 1}$$

T = Summe der Einzelwerte von x (siehe auf Seite 13).

s_x	s_y	b		KK r
1,5	11,2	5,6	Gelbhalsmaus:	0,75
2	11	4	?-Waldmaus:	0,73
1,23	11	9,5	Waldmaus:	1

Nach KOLLER (1953) ist eine Korrelation ($P = 0,27\%$) bei $104-2$ ($N-2$) Freiheitsgraden bereits ab $r = 0,29$ gesichert, bei $58-2$ bereits ab $r = 0,41$ und bei $55-2$ Freiheitsgraden bereits ab $r = 0,41$.

Eine Korrelation von KR und CB ist also bei allen drei Untersuchungsgruppen festzustellen.

Es ist zu überprüfen, ob sich die KK der 3 Untersuchungsgruppen unterscheiden. Dazu müssen die KK in z-Werte nach FISHER (1948) umgerechnet werden.

z-Werte: Gelbhalsmaus: 0,98, ?-Waldmaus: 0,93, Waldmaus: 4,9.

Dann ist die Differenz der z-Werte jeweils zweier Untersuchungsgruppen zu bilden.

$$D = z_1 - z_2$$

D Gelbhalsmaus — ?-Waldmaus : 0,05

D Waldmaus — Gelbhalsmaus : 3,92

D Waldmaus — ?-Waldmaus : 3,97

Darauf wird jeweils die mittlere Abweichung der Differenz von z_1 und z_2 (s_D) gebildet.

$$s_D = \sqrt{\frac{1}{N_1 - 3} + \frac{1}{N_2 - 3}}$$

Ist die Differenz $z_1 - z_2$ kleiner als $3 s_D$, liegt kein Unterschied des KK vor ($P = 0,27\%$).

Tab. 20

	Gelbhalsmaus ?-Waldmaus	Waldmaus Gelbhalsmaus	Waldmaus ?-Waldmaus
$D = Z_1 - Z_2$	0,05	3,92	3,97
$3 s_D$	5,01	5,1	5,7

Ein statistisch gesicherter Unterschied zwischen den KK liegt also nicht vor.

Vergleich der RGK

Zum Vergleich der RGK b' und b'' zweier Untersuchungsgruppen ist der Wert t zu berechnen.

$$t = \frac{b' - b''}{s_d}$$

Dabei ergibt sich die Streuung der Differenz s_d aus s_d^2 .

$$s_d^2 = \frac{\sum (y'_i - Y'_i)^2 + \sum (y''_i - Y''_i)^2}{N_1 + N_2 - 4} \cdot \frac{1}{\sum (x'_i - \bar{x}')^2} + \frac{1}{\sum (x''_i - \bar{x}'')^2}$$

y' = Ordinate des Einzelwertes '

x' = Abszisse des Einzelwertes '

Y' = zu x' gehörige Ordinate der Regressionsgeraden Y' .

Die zur Berechnung notwendigen Einzelwerte Y' sind den graphischen Darstellungen (Abb. L, M u. N) entnommen.

Für unsere Untersuchung ergibt sich beim Vergleich

Gelbhalsmaus — ?-Waldmaus:	$s_d = 0,62$	$t = 2,58$
Gelbhalsmaus — Waldmaus:	$s_d = 1$	$t = 3,9$
?-Waldmaus — Waldmaus:	$s_d = 1,22$	$t = 4,51$

Wenn die ermittelten t-Werte größer sind als der entsprechende Tafelwert der t-Verteilung, ist die geprüfte Differenz signifikant.

Es ergibt sich:

Tab. 21

	Gelbhalsmaus ?-Waldmaus	Gelbhalsmaus Waldmaus	?-Waldmaus Waldmaus
ermittelter t-Wert	2,58	3,9	4,51
Tafelwert der t-Verteilung für P = 1 %	2,58	2,58	2,66
Unterschied der RGK:	gesichert	stark gesichert	stark gesichert

Berechnung und Vergleich der Streuungen um die Regressionslinien

Die Streuung der Koordinaten der Einzelmaße um die Regressionslinie Y errechnet sich nach der Formel

$$s^2 = \frac{1}{N-2} \sum_{i=1}^N (y_i - Y_i)^2.$$

s Gelbhalsmaus	= 5,7
s ?-Waldmaus	= 7,7
s Waldmaus	= 10,5

Das bedeutet, daß bei Waldmaus und ?-Waldmaus zu einer bestimmten Schädellänge größere Abweichungen vom erwarteten Wert für Körperlänge auftreten als bei der Gelbhalsmaus.

Beim Vergleich der Streuungen ist die größere Varianz (s²) in den Zähler zu setzen und der zugehörige Wert aus der F-Tafel zu ermitteln.

$$\frac{s^2 \text{ größer}}{s^2 \text{ kleiner}} = F$$

Der Unterschied der Streuungen ist gesichert, wenn der ermittelte F-Wert größer ist, als der Tafelwert der F-Verteilung.

Es ergibt sich:

Tab. 22

	Gelbhalsmaus ?-Waldmaus	Gelbhalsmaus Waldmaus	?-Waldmaus Waldmaus
ermittelter F-Wert	1,79	3,33	1,86
Tafelwert der F-Verteilung P = 1 %	1,73	1,73	1,87
Unterschied der Streuungen um Y	stark gesichert	stark gesichert	gesichert (Tafelwert für P 5 % = 1,56)

Übersicht über die Ergebnisse der Korrelationsuntersuchungen

Korrelation CB/KR besteht bei allen 3 Untersuchungsgruppen. Ein Unterschied der KK zwischen den Untersuchungsgruppen ist nicht nachzuweisen.

Die Unterschiede der RGK und der Streuungen um die Regressionslinien zeigt die folgende Übersicht.

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus
RGK b	Unterschied gesichert	Unterschied stark gesichert	
Streuung um Y	Unterschied stark gesichert	Unterschied gesichert	

Ergebnis

Um die Zuordnung der Tiere, die sich nicht eindeutig als Gelbhalsmäuse bzw. Waldmäuse bestimmen ließen, zu klären, wurden die 3 Untersuchungsgruppen Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus in verschiedenen statistischen Verfahren miteinander verglichen. Durch die Diskriminanzanalyse werden sowohl Gelbhalsmaus als auch Waldmaus von der Gruppe ?-Waldmaus deutlich getrennt (S. 18 u. 20). Unter 28 verschiedenen Schädelmerkmalen ergeben sich bei der oberen Zahnreihenlänge, der unteren Zahnreihenlänge, der Unterkieferhöhe und der hinteren Schädelhöhe statistisch gesicherte Unterschiede zwischen den Untersuchungsgruppen, die zusammen mit den gesicherten Unterschieden der Körperabmessungen Schwanzlänge und Hinterfußlänge der ?-Waldmaus eine eindeutige Mittelstellung zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus einräumen (S. 23 u. 25–27). Diese Mittelstellung wird besonders deutlich beim gemeinsamen Vergleich der Mittelwerte der verschiedenen Abmessungen. Beim Vergleich fast aller übrigen Merkmale sind Unterschiede zwischen den 3 Untersuchungsgruppen angedeutet, die ?-Waldmaus zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus stellen, wenn sich diese Unterschiede auch statistisch nicht mehr belegen lassen (Abb. G, S. 21 u. 22). Eine Korrelation zwischen Kopfrumpflänge und Condylbasallänge besteht bei den 3 Untersuchungsgruppen und ist hoch gesichert (S. 30). Die Regressionskoeffizienten bezüglich Kopfrumpflänge und Condylbasallänge unterscheiden sich bei Gelbhalsmaus und ?-Waldmaus gesichert. Stark gesichert hebt sich der Regressionskoeffizient der Waldmaus von denen der beiden anderen Gruppen ab (S. 29 u. 31).

Hinsichtlich der Streuung um die Regressionslinie liegt ?-Waldmaus wieder zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus (S. 31). Nach den Fellmerkmalen und den Relationen der Körperabmessungen zeigt ?-Waldmaus meistens das Bild einer Gelbhalsmaus ohne gelbes Halsband (S. 6, Tab. 3).

Zusammenstellung der festgestellten Unterschiede:

	Gelbhalsmaus	?-Waldmaus	Waldmaus
	Unterschied	Unterschied	
Zahnreihenlängen bis CB 24	stark gesichert	kein Unterschied	
Unterkieferhöhe	schwach gesichert	schwach gesichert	
Hinterer Schädelhöhe	schwach gesichert	nicht gesichert	
Schwanzlänge ab CB 24	stark gesichert	stark gesichert (durchgeh.)	
Hinterfußlänge	nicht gesichert	stark gesichert	
Regressionskoeff. (CB/KR)	gesichert	stark gesichert	
Streuung um Regressionsger. Y	stark gesichert	gesichert	
	3 mal stark gesichert 1 mal gesichert 2 mal schwach gesichert 1 mal nicht ges. Unterschied	3 mal stark gesichert 1 mal gesichert 1 mal schwach gesichert 1 mal kein Unterschied 1 mal nicht gesichert	

Es wird darauf hingewiesen, daß sich bei den vorliegenden Untersuchungen stets die gleichen Ergebnisse zeigen, gleichgültig, ob das ganze Untersuchungsmaterial oder nur Teile davon verwendet werden (vergl. S. 18, 20, 26, 27).

Folgerungen

Es ist anzunehmen, daß Gelbhalsmaus, ?-Waldmaus und Waldmaus verschiedene, voneinander unterscheidbare Grundgesamtheiten bilden. Die ?-Waldmaus hat dabei eine Mittelstellung zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus, wobei aber einzelne Merkmale der ?-Waldmaus mit denen der Gelbhalsmaus übereinstimmen, andere wieder mit denen der Waldmaus. Es ist daher zu vermuten, daß es sich bei den zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus stehenden ?-Waldmaus-Typen um Mischformen, also um Kreuzungen zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus handelt, bzw. um Folgeerscheinungen aus der F_1 - und weiteren Generationen, wobei die Höchstzahl der Kombinationsmöglichkeiten bereits in F_2 erreicht wird. Unter dieser Voraussetzung wäre dann anzunehmen, daß die Waldmaus die Anlagen für die Zahnreihenlänge dominant vererbt, wahrscheinlich auch die Anlagen für die Schädelhöhe. Ein dominantes Erbmerkmal der Gelbhalsmaus dürfte der längere Hinterfuß sein, möglicherweise aber auch noch der längere Schwanz, das langsamere Körperwachstum bezogen auf das Längenwachstum des Schädels, sowie Fellmerkmale mit Ausnahme des geschlossenen Halsbandes. Phänotypen wie Alpengelbhalsmaus fänden so eine leichte Erklärung. Sollten sich die im Untersuchungsgebiet dieser Arbeit festgestellten Tatsachen auch andernorts nachweisen lassen, könnte der Artbegriff für Gelbhalsmaus und Waldmaus in Frage gestellt werden.

Versuch einer Deutung der Ergebnisse der Hauptuntersuchung

Außer dem Hinweis von DALIMIER (1955), HEIM DE BALSAC in Lille habe Gelbhalsmaus und Waldmaus in Gefangenschaft regelmäßig ohne Schwierigkeiten gekreuzt, gab es bis zum Abschluß der vorliegenden Analyse keine diesbezüglichen Veröffentlichungen. 1959 hatte LARINA (Moskau 1961) bei Kreuzungsversuchen mit kaukasischen Wald- und Gelbhalsmäusen Erfolg. Die morphologischen Merkmale der F_1 -Generation gleichen den Merkmalen der im Kaukasusgebiet häufigen Übergangsformen. Die Bastarde aus der Natur verhalten sich bei serologischen Untersuchungen (Präzipitinreaktion) wie jene aus dem Laboratorium: ein Waldmaus-♀ aus dem Freiland konnte serologisch als reinblütiges Waldmaus-♀ ausgewiesen werden, ein anderes zeigte Spuren einer fernen Bastardierung mit der Gelbhalsmaus. Untersuchungen über die 1960 im Laboratorium geborenen Bastarde (F_2) sind noch nicht veröffentlicht. Die spontane Kreuzung der sympatrischen Arten Gelbhalsmaus und Waldmaus in der freien Natur kann aufgrund dieser Versuche als nachgewiesen gelten. Auch SCHMIDT & KAHMANN (unveröff. 1947) und HERRE (unveröff. 1956) konnten im Laboratorium eine Hybridengeneration züchten. Entsprechende serologische Untersuchungen im Zoologischen Institut München (SCHMIDT & KAHMANN) sind noch nicht abgeschlossen.

Die im Bayerischen Wald erzielten Untersuchungsergebnisse erfahren durch die angeführten erfolgreichen Kreuzungsversuche eine Stütze. Es ist daher anzunehmen, daß überall dort, wo die Autoren (S. 2) Schwierigkeiten in der Zuordnung hatten, die Verhältnisse ähnlich liegen.

DALIMIER (1955) erwähnt bereits, daß für das Brustband der Gelbhalsmaus möglicherweise ein eigenes Gen vorliege. Bei Berücksichtigung a) der Ergebnisse der vorliegenden Studie, b) der serologischen Untersuchungen LARINAS und c) der Kreuzungsversuche ergeben sich als Schlußfolgerungen:

1. Nachdem allen „?-Waldmäusen“ in dieser Untersuchung das Halsband ebenso wie den eindeutigen Waldmäusen fehlt, kann man die Erbanlage für das Merkmal „Geschlossenes Halsband“ für rezessiv halten.

Serologische Untersuchungen haben z. B. bei einem Waldmaus-♀ (Kaukasus) Spuren einer fernen Hybridisation mit der Gelbhalsmaus ergeben (LARINA 1961) und könnten diese Annahme unterstützen. Dann würde für die entsprechende Anlage der Waldmaus mit bzw. ohne Brustabzeichen dominante Vererbung gelten.

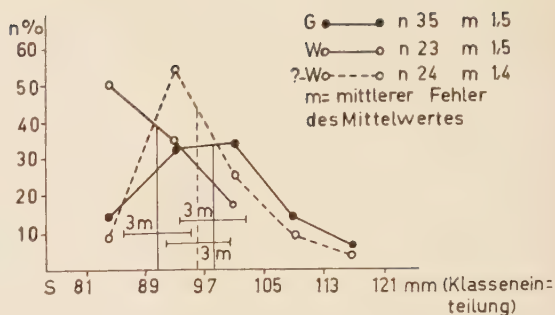


Abb. O: Prozentuale Verteilung von S von Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus, zusammengestellt aus den Abb. A und D bzw. Tab. 2-5.

2. Die weiße, an den Seiten scharf abgesetzte Unterseite, ein für wichtig gehaltenes Merkmal der Gelbhalsmaus, trifft man bei den „?-Waldmäusen“ fast immer an (unter den 24 Tieren der Tab. 3 21mal). Es wäre also Dominanz der Erbanlage für „Weißer Bauch“ zu fordern. Die entsprechende Anlage bei der Waldmaus „Grauer Bauch“ würde rezessiv sein.
3. Der statistische Vergleich der Mittelwerte für die Schwanzlängen der „?-Waldmaus“ und der Gelbhalsmaus ergibt bei den Tieren des mittleren Entwicklungsstandes (CB 22-24 mm) keinen gesicherten Unterschied. Der Mittelwert für die Schwanzlänge der Waldmaus unterscheidet sich aber gesichert vom entsprechenden Mittelwert jener beiden. Die Abb. O zeigt die %-Verteilung der Abmessungen (zusammengestellt aus Abb. A u. D).

In den Verteilungskurven sind die zugehörigen Mittelwerte ($\bar{x}$) als Senkrechte eingetragen, mit Angabe des dreifachen mittleren Fehlers des Mittelwertes $= 3m$ (berechnet nach der Formel $m = \frac{s}{\sqrt{n}}$).

Der „Wahre Mittelwert“ liegt innerhalb $\bar{x} \pm 3m$. Wenn sich die Spielräume der dreifachen mittleren Fehler in Beziehung zum Mittelwert überschneiden, kann es sein, daß ein Signifikanztest keinen realen Unterschied zwischen den Mittelwerten ergibt. Überschneiden sich die Spielräume $\bar{x} \pm 3m$ nicht, dann muß durch einen Signifikanztest geprüft werden, ob ein tatsächlicher Unterschied besteht. (Die Verteilungskurven ohne die ergänzenden statistischen Angaben erlauben im vorliegenden Fall keine Schlußfolgerungen auf Unterschiede, zumal die Normalverteilung der Werte für Schwanzlänge der Waldmaus aufgrund der gewählten Klasseneinteilung nicht erkennbar ist. Zusammen mit den statistischen Ergänzungen zeichnet sich aber ab, was die Signifikanztests bestätigen, Tab. 14, S. 23. Es wird außerdem die Breite des Begriffsinhaltes „Kein gesicherter Unterschied“ sichtbar.)

Obwohl sich der Mittelwert für die Schwanzlänge der Waldmaus von den beiden anderen Mittelwerten real unterscheidet, aber ein statistisch gesicherter Unterschied hierin zwischen der „?-Waldmaus“ und der Gelbhalsmaus nicht feststellbar ist, könnte wegen der starken Überschneidungen der Werte eine unvollständige Dominanz (KÜHN 1961, S. 135) der Anlage für die größere Schwanzlänge der Gelbhalsmaus angenommen werden. Eine andere Erklärung für diese Überschneidung ist aus dem Rekombinationsquadrat (S. 40 mitte) ersichtlich. Die Anlage für „Kürzerer Schwanz“ bei der Waldmaus ist somit rezessiv.

4. Der Mittelwert für die Hinterfußlänge der „?-Waldmaus“ unterscheidet sich von jenem der Gelbhalsmaus nicht sicher. Der entsprechende Mittelwert der Waldmaus zeigt den vorgenannten gegenüber einen realen Unterschied. Die nachfolgende Abb. P (Werte aus Tab. 2-5) enthält die Verteilung der Werte (Mittelwerte als Senkrechte eingetragen) und den Spielraum des dreifachen mittleren Fehlers zu den jeweiligen Mittelwerten.

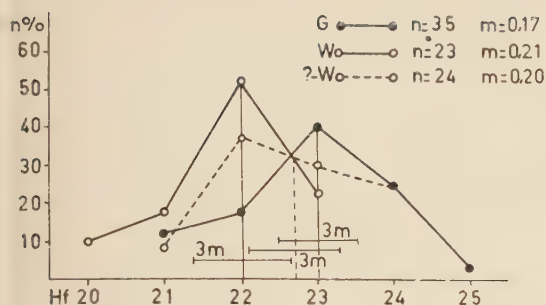


Abb. P: Prozentuale Verteilung von Hf von Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus, zusammengestellt aus Tab. 2-5.

Dieses Beispiel zeigt ebenfalls deutlich, daß die überschlagsmäßige Feststellung eines Unterschieds mit Hilfe des dreifachen mittleren Fehlers zum Mittelwert unzureichend ist; denn nach den hier feststellbaren Überschneidungen von 3 m ließe sich der Mittelwert für die Hinterfußlänge der Waldmaus günstigstenfalls nur von jenem der Gelbhalsmaus trennen. Der Signifikanztest ergibt einen stark gesicherten Unterschied dieses Merkmals zwischen Waldmaus und „?-

Waldmaus“ oder Gelbhalsmaus (s. Tab. 14, S. 23), aber keinen gesicherten Unterschied zwischen „?-Waldmaus“ und Gelbhalsmaus. Wegen der Überschneidung der Werte gilt das unter Ziffer 3 Ausgeführte.

Die betreffende Anlage für das Merkmal „Kurzer Hinterfuß“ der Waldmaus wäre rezessiv. (Bei Tieren mit CB über 24 mm liegt der Mittelwert für den Hinterfuß der „?-Waldmaus“ zwischen den Werten der Waldmaus und der Gelbhalsmaus, Abb. H, S. 24. Nachdem aber das Kriterium für die Länge des Waldmaushinterfußes bei 22 mm liegt, S. 6, Tab. 5, so ist das unter Ziffer 4 Gesagte berechtigt.)

5. Die Mittelwerte und die Verteilung der Werte der oberen Zahnreihenlänge von Waldmaus und „?-Waldmaus“ unterscheiden sich nicht voneinander, wohl aber stark gesichert von jenem der Gelbhalsmaus. Auf eine nochmalige Darstellung kann verzichtet werden; es wird auf die Abb. A u. D, S. 15 und 19 verwiesen. Die Waldmaus vererbt die kurze, obere Zahnreihe dominant. Die entsprechende Anlage für die längere obere Zahnreihe der Gelbhalsmaus wäre rezessiv.

Im folgenden wird für die oben angeführten 5 Merkmale der Erbgang in F_1 und F_2 (Rekombinationsquadrat) dargestellt. Für die durch große Buchstaben bezeichneten Merkmale wird dominante Vererbung gegenüber den durch kleine Buchstaben ausgedrückten angenommen ⁴⁾.

F = langer Hinterfuß

f = kurzer Hinterfuß

H = ohne Halsband, Fleck möglich

h = geschlossenes Halsband

S = langer Schwanz

s = kurzer Schwanz

W = weißer Bauch

w = grauer Bauch

Z = kurze Zahnreihe

z = lange Zahnreihe

Genotypen: Gelbhalsmaus

FFhhSSWWzz

Gameten: FhSWZ

F_1 : FfHhSsWwzZ

Phänotypen: Gelbhalsmaus

langer Hinterfuß

Halsband

langer Schwanz

weißer Bauch

lange Zahnreihe

Waldmaus

ffHHsswwZZ

fHswZ

FfHhSsWwzZ

Waldmaus

kurzer Hinterfuß

ohne Halsband bzw. mit Fleck

kurzer Schwanz

grauer Bauch

kurze Zahnreihe

⁴⁾ Die abgekürzte Bezeichnung für die vermuteten Erbanlagen (z. B. Ff) bedeutet nicht die Festlegung einzelner Gene, nachdem gerade an Färbungsmerkmalen meist mehrere Gene beteiligt sind und bezüglich der anderen Merkmale über Gelbhalsmaus und Waldmaus noch keine genetischen Untersuchungen vorliegen.

Phänotyp F₁: langer Hinterfuß
 ohne Halsband, Fleck möglich
 langer Schwanz
 weißer Bauch
 kurze Zahnreihe

Von den 1024 möglichen Gametenkombinationen (234 verschiedenen Genotypen) der F₂-Generation ergibt das Rekombinationsquadrat 32 Phänotypen in folgender Verteilung:

Nr.	Phänotyp	homozygoter Genotyp	Häufigkeit des Phänotyps	Bestimmung des Phänotyps
1	langer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	FHSWZ FHSWZ	243	„?-Waldmaus“
2	langer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	FHSWz FHSWz	81	„?-Waldmaus“ Gelbhalsmaus <i>princeps</i> -Form der
3	langer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	FHSwZ FHSwZ	81	**„Alpengelbhalsmaus“
4	langer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	FHsWZ FHsWZ	81	„?-Waldmaus“
5	langer Hinterfuß Halsband langer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	FhSWZ FhSWZ	81	*„Gelbhalsmaus“
6	kurzer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	fHSWZ fHSWZ	81	„?-Waldmaus“
7	langer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	FHSwz FHSwz	27	*„Alpengelbhalsmaus“
8	langer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	FHswZ FHswZ	27	*„Waldmaus“

Nr.	Phänotyp	homozygoter Genotyp	Häufigkeit des Phänotyps	Bestimmung des Phänotyps
9	langer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	FhsWZ FhsWZ	27	*, „Gelbhalsmaus“
10	kurzer Hinterfuß Halsband langer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	fhSWZ fhSWZ	27	*, „Gelbhalsmaus“
11	langer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	FHsWZ FHsWz	27	„?-Waldmaus“ <i>princeps</i> -Form der Gelbhalsmaus?
12	langer Hinterfuß Halsband langer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	FhSwZ FhSwZ	27	**, „Alpengelbhalsmaus“
13	kurzer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	fHsWZ fHsWZ	27	*, „Waldmaus“
14	langer Hinterfuß Halsband langer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	FhsWz FhSWz	27	**, „Gelbhalsmaus“
15	kurzer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	fHswZ fHswZ	27	*, „Waldmaus“
16	kurzer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	fHSWz fHSWz	27	„?-Waldmaus“ <i>princeps</i> -Form der Gelbhalsmaus?
17	langer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	FHswz FHswz	9	*, „Waldmaus“
18	langer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	FhswZ FhswZ	9	*, „Alpengelbhalsmaus“

Nr.	Phänotyp	homozygoter Genotyp	Häufigkeit des Phänotyps	Bestimmung des Phänotyps
19	kurzer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch kurze Zahnreihe	fhsWZ fhsWZ	9	* „Gelbhalsmaus“
20	langer Hinterfuß Halsband langer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	FhSwz FhSwz	9	* „?Alpengelbhalsmaus“
21	kurzer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	fHswZ fHswZ	9	** „Waldmaus“
22	langer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	FhsWZ FhsWZ	9	* „Gelbhalsmaus“
23	kurzer Hinterfuß Halsband langer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	fhSwZ fhSwZ	9	* „Alpengelbhalsmaus“
24	kurzer Hinterfuß ohne Halsband langer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	fHSwz fHSwz	9	* „Waldmaus“
25	kurzer Hinterfuß Halsband langer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	fhSWz fhSWz	9	* „Gelbhalsmaus“
26	kurzer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	fHsWz fHsWz	9	* „Waldmaus“
27	langer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	Fhswz Fhswz	3	* „?Alpengelbhalsmaus“
28	kurzer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch kurze Zahnreihe	fhsWZ fhsWZ	3	* „Alpengelbhalsmaus“

Nr.	Phänotyp	homozygoter Genotyp	Häufigkeit des Phänotyps	Bestimmung des Phänotyps
29	kurzer Hinterfuß ohne Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	fHswz fHswz	3	* „Waldmaus“
30	kurzer Hinterfuß Halsband langer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	fhSwz fhSwz	3	* „Alpengelbhalsmaus“
31	kurzer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz weißer Bauch lange Zahnreihe	fhsWz fhsWz	3	* „Gelbhalsmaus“
32	kurzer Hinterfuß Halsband kurzer Schwanz grauer Bauch lange Zahnreihe	fhsWz fhsWz	1	* „? Alpengelbhalsmaus“

Phänotyp der P-Generation: 2 Sternchen
 abgewandelter Phänotyp der P-Generation: 1 Sternchen
 Phänotyp der Alpengelbhalsmaus: 2 Sternchen
 abgewandelter Phänotyp der Alpengelbhalsmaus: 1 Sternchen

Das Rekombinationsquadrat zeigt bereits alle Kombinationsmöglichkeiten der Merkmale auch für die weiteren Generationen. Es ist deshalb für die anschließenden Überlegungen belanglos, aus welcher Generation die einzelnen Tiere stammen.

Das verwendete Untersuchungsmaterial enthält folgende Phänotypen des Rekombinationsquadrates:

Nr. des Rekomb.	%-Anteil im Rekomb.	%-Anteil im Unters.-Material	Erläuterung
14	25 %	45 %	<i>wintoni</i> -Typ der Gelbhalsmaus
5, 9, 10, 19, 22, 25, 31			Abwandlungen des <i>wintoni</i> -Typs
12, 18, 20			Alpengelbhalsmaus (12)
23, 27, 28, 30, 32			+ Abwandlungen

Als *Waldmaus* wurden bezeichnet:

Nr. des Rekomb.	%-Anteil im Rekomb.	%-Anteil im Unters.-Material	Erläuterung
21	12 %	24 %	eindeutige Waldmaus
8, 13, 15, 17, 24, 26, 29			Abwandlungen der Waldmaus

Bei den unter „Abwandlungen“ zusammengefaßten Typen der Gelbhalsmaus und der Waldmaus sei auf die jeweiligen Unterschiede von Populationen in Europa und Asien verwiesen (URSIN 1956, KRATOCHVIL & ROSICKY 1952, LARINA 1958 u. a.).

Als ?-Waldmaus wurden bezeichnet:

Nr. des Rekomb.	%-Anteil im Rekomb.	%-Anteil im Unters.-Material	Erläuterung
1 4, 6	63 %	31 %	typische Form (wie Phänotyp F ₁) Abwandl. S, Hf
2			<i>princeps</i> -Form der Gelbhalsmaus
11, 16 3, 7			Abw. d. <i>princeps</i> -Form? „Alpengelbhalsmaus“ (ohne durchg. Halsband)

(3 = Typ, 7 = Abw.)

Schlußfolgerungen

Die Phänotypen Nr. 1, 4 und 6 des Rekombinationsquadrates haben gemeinsam die kurze Zahnreihe. Der statistische Vergleich der ?-Waldmäuse CB 22–24 mit der Waldmaus ergab diesbezüglich *keinen Unterschied*. Von den 405 Phänotypen der Nr. 1, 4 und 6 des Rekombinationsquadrates haben jeweils nur 81 einen kurzen Hinterfuß (Nr. 6) bzw. kurzen Schwanz (Nr. 4). Bei einem Vergleich der drei Phänotypen Nr. 1, 4 und 6 mit langfüßigen bzw. langschwänzigen Phänotypen kann deshalb die statistische Sicherung des Unterschieds bezüglich dieser Merkmale nicht mehr erwartet werden. Beim statistischen Vergleich der ?-Waldmaus (CB 22–24) mit der Gelbhalsmaus bezüglich Hf und S ergab sich kein gesicherter Unterschied (S. 34, 35, Tab. 14 und Abb. O und P).

Der Phänotyp Nr. 2 des Rekombinationsquadrates entspricht wegen der langen Zahnreihe der *princeps*-Form von BARRET-HAMILTON. Es ist nicht ausgeschlossen, daß die 18 ?-Waldmäuse des Untersuchungsgebietes mit CB größer als 24 mm dazugehören. Die obere Zahnreihenlänge dieser Tiere ergab keinen gesicherten Unterschied zum entsprechenden Merkmal der Gelbhalsmaus (s. S. 24). Auch die Hinterfußlänge übertrifft die von der ?-Waldmaus des Untersuchungsgebietes. Nr. 11 und 16 des Rekombinationsquadrates unterscheiden sich von Nr. 2 durch kurzen Schwanz bzw. kurzen Hinterfuß, könnten aber wegen der langen Zahnreihe noch als *princeps*-Form angesprochen werden.

Die Gegenüberstellung der %-Anteile der drei Untersuchungsgruppen des Rekombinationsquadrates mit den entsprechenden Anteilen des Untersuchungsmaterials hat nur informatorischen Wert. Da der Phänotyp Gelbhalsmaus und Waldmaus keinen Anhaltspunkt auf etwaige Hybridisation gibt (es sei denn, daß serologische Untersuchungen vorliegen), könnten zu einem Vergleich der %-Zahlen des Rekombinationsquadrates mit der Verteilung der Phänotypen in der Natur auch bei großem Untersuchungsmaterial nur die Mischformen herangezogen werden. Dabei wäre außerdem der Anteil der F₁-Generation zu berücksichtigen.

Für Bayern ist das eingeleitet worden (KAHMANN und Mitarbeiter, unveröff.). Man sollte erwarten, daß die Phänotypen des Rekombinationsquadrates in der Natur in einem ähnlichen Zahlenverhältnis vorkommen. Die dem Rekombinationsquadrat zu Grunde gelegten Voraussetzungen können aber genau nur durch Kreuzungen im Laboratorium bewiesen werden, weil damit gerechnet werden muß, daß bestimmte Phäno-

typen wegen eines geringeren Selektionswertes keine oder nur unbedeutende Populationsanteile bilden. Umgekehrt ist es vorstellbar, daß durch Rückkreuzungen, Mutationen, Neukombinationen der Gene und die begünstigte Phänotypen auswählende Selektion (DARWIN'S Prinzip von 1858), bestimmte Formen in den Vordergrund rücken. Beobachtungen in dieser Richtung sind bereits gemacht worden. So findet NIETHAMMER (1960) von 1956–59 im steirischen Jagdrevier Kleinalm zwischen 1000 und 1800 m keine Anzeichen für *Apodemus tauricus alpicola* (HEINRICH 1951), obwohl diese vorher im 60 km entfernten Admont regelmäßig gefangen worden war. NIETHAMMER vermutet, daß nach der im Untersuchungsgebiet beobachteten Bestandsminderung des Jahres 1956 den Gelbhalsmäusen mehr Erholungsbiotope zur Verfügung gestanden haben als der Alpengelbhalsmaus. Es wäre aber sehr wohl denkbar, daß F_2 -Hybridisierung, die zur graubäuchigen, langschwänzigen „Gelbhalsmaus“ mit der kurzen Zahnreihe führt, nach dem Bestandsrückgang noch nicht wieder stattgefunden hat. Auch die Ausbildung der unterschiedlichen Inselformen in England und Skandinavien (URSIN 1956) könnte durch Hybridisation begünstigt worden sein. Es liegt die Annahme nahe, daß in der von HEINRICH (1951) angeführten Verbreitungslücke der Gelbhalsmaus in der Oberpfalz und im Ampertal eine Hybridenpopulation lebt, deren Phänotyp stark der Waldmaus gleicht, während physiologische und ökologische Eigenschaften der Gelbhalsmaus erhalten geblieben sind. So würde es verständlich, daß eine Waldmaus, der sonst strenge ökologische, physiologische und ernährungsbedingte Isolierung von der Gelbhalsmaus nachgesagt wird, trotzdem ausgesprochene Gelbhalsbiotope besiedeln kann. Die große Variabilität der Gelbhalsmaus (ADAMCZEWSKA 1960, KRATOCHVIL & ROSICKY 1952 u. a.) braucht nicht nur allometrische Gründe zu haben. Im Rekombinationsquadrat wird der „Typus“ Gelbhalsmaus vielfach abgewandelt. Wenn sich die ausgesprochenen Vermutungen bestätigen, werden verschiedene bisher als Unterarten beschriebene Formen der Gelbhalsmaus und der Waldmaus als Genkombinationsrassen zu deuten sein. Außerdem darf man dann *Apodemus tauricus* und *Apodemus sylvaticus* als Arten ⁵⁾ nicht die Definitionsschärfe geben, wie MAYR, LINSLEY & USINGER (1953) sie geben, wenn sie sagen: „Species are groups of actually (or potentially) interbreeding natural populations which are reproductively isolated from other such groups.“

Zusammenfassung

1. Der statistische Vergleich von Gelbhalsmaus, Waldmaus und ?-Waldmaus des Bayerischen Waldes bestätigt die Möglichkeit einer Kreuzung zwischen Gelbhalsmaus und Waldmaus in der freien Natur.
2. Aus dem Vergleich der Untersuchungsgruppen ergaben sich außerdem Anhaltspunkte für die Erbeigenschaften bestimmter Merkmale.
3. Aufgrund dieser Annahmen wurde das Rekombinationsquadrat für 5 Merkmalspaare aufgestellt.
4. Die Phänotypen des Rekombinationsquadrates zeigen Übereinstimmung mit einer Reihe von bekannten Typen, die bisher z. T. als Unterarten (bzw. geographische Rassen) angesprochen wurden.
5. Der strenge Artbegriff für Gelbhalsmaus und Waldmaus wird für die Zukunft in Frage gestellt.

⁵⁾ Eine Erklärung der Herkunft und Entstehung der beiden *Apodemus*-Arten (KRATOCHVIL & ROSICKY, 1952; LARINA 1959) kann aus der vorliegenden Untersuchung nicht abgeleitet werden.

Anhang

Erläuterungen zum X-Test und Rechenbeispiel

Beim X-Test müssen die Werte der zu vergleichenden Reihen der aufsteigenden Größe nach durchnummeriert werden. Die laufenden Nummern ergeben die Größe r . Für die erhaltenen r sind Tafelwerte abzulesen und für jede Reihe getrennt zu addieren. Die Addition der Tafelwerte für r jeder Reihe ergibt die Werte X und Y , deren Summe Null ergeben muß. Aus der Tafel „Schranke für X “ ist abzulesen, mit welcher Wahrscheinlichkeit der Unterschied als gesichert gelten kann. Tab. 23 enthält Einzelwerte von Reihen, die Tab. 15 zugrunde liegen, und zwar von χ^2 -Waldmaus und Gelbhalsmaus die Abmessungen für S , Hf , MH , HS , KR der Gruppen CB größer als 24. Rechts neben jedem Einzelwert steht die zugehörige Größe r .

Tab. 23

χ^2 -Waldmaus $n = 18$

Nr.	S	r	Hf	r	MH	r	HS	r	KR
483	95	8	24	23	6,3	3	—	—	90
382	87	2	22	1	6,0	1	—	—	93
309	92	7	22	2	6,2	2	—	—	91
259	109	23	22	3	6,7	5	—	—	96
100	88	3	22	4	6,4	4	—	—	97
52	98	9	23	13	7,0	11	8,7	1	97
30	90	5	22	5	6,8	8	—	—	92
40	108	20	23	14	7,3	22	—	—	98
234	101	11	22	6	6,7	6	9,0	3	101
551	109	24	23	15	7,0	12	9,2	8	87
472	88	4	22	7	6,7	7	9,5	13	82
352	102	12	24	24	6,8	9	9,0	4	100
748	80	1	22	8	7,2	19	9,7	21	79
550	114	30	23	16	7,2	20	9,4	11	93
235	118	32	24	25	7,5	26	8,8	2	102
239	91	6	23	17	8,0	36	9,6	17	85
250	110	25	25	30	7,8	34	9,0	5	105
583	116	31	25	31	7,5	27	9,6	18	109
$\bar{x}$	100		22,9		7,0		9,2		94

Gelbhalsmaus $n = 18$

Nr.	S	r	Hf	r	MH	r	HS	r	KR
505	105	14	24	26	7,0	13			99
772	105	15	23	18	7,0	14			95
630	105	16	22	9	7,1	17	10,2	27	85
127	108	21	25	32	7,7	33	9,2	9	100
761	113	28	24	27	7,5	28	10,0	24	97
773	108	22	25	33	7,2	21	10,0	25	97
102	100	10	23	19	7,0	15	9,8	23	98
687	123	36	24	28	7,3	23	9,3	10	100
657	120	34	24	29	7,4	24	9,7	22	100
743	110	26	23	20	7,1	18	9,6	19	104
631	118	33	23	21	7,6	31	9,0	6	84
162	107	19	23	22	7,0	16	9,6	20	86
7	104	13	25	34	7,6	32	9,5	14	91
373	113	29	25	35	7,5	29	9,4	12	102
351	122	35	26	36	7,8	35	10,0	26	103
478	106	18	22	10	7,5	30	9,5	15	88
520	110	27	22	11	6,8	10	9,0	7	90
12	105	17	22	12	7,4	25	9,5	16	91
$\bar{x}$	110		23,6		7,31		9,6		95

$\bar{x}$ Werte aus Gelbhalsmaus $n = 53$

110	23,6	7,4	9,6	99
-----	------	-----	-----	----

Werten aus Tab. 23:

Probe: $X + Y = 0;$
 $-7,23 + 7,23 = 0.$

Der X-Wert liegt außerhalb der Schranke, der Unterschied ist gesichert.

Es wurden 18 vorhandenen ?-Waldmaus-Tieren (CB größer als 24) 18 Gelbhalsmäuse gegenübergestellt. Dies ist möglich, da die Maße für S, Hf, MH, HS der Gelbhalsmaus gleichbleiben, wenn die Condylabasallänge größer wird als 24. Aus Tab. 23, S. 42, ist ersichtlich, daß bei den Merkmalen S, Hf, MH, HS 18 Gelbhalsmäuse die gleichen Mittelwerte erbringen wie 53 Gelbhalsmäuse.

Für den Vergleich zweier Reihen mittels X-Test wurde das nebenstehende Rechenblatt entworfen.

Tab. 24: Normierte Meßwerte, Ausdehnungs- und Profilaß – Diskriminanzanalyse Waldmaus – ?-Waldmaus

	y_1^2	y_2^2	y_3^2	y_1^3	y_2^3	y_3^3	p^2	a^2	p^3	a^3
g_1	1,094	0,157	—1,251	1,094	0,157	—1,251				
	18,260	14,166	13,000	22,941	17,400	12,428	5,937	45,426	12,282	52,769
	19,130	13,500	13,714	22,352	18,000	13,000	5,892	46,344	11,016	53,352
	16,521	17,500	16,429	21,764	18,400	13,285	0,271	50,449	10,079	53,449
	16,521	14,833	13,000	24,705	16,600	12,000	4,140	44,354	14,621	53,305
	16,521	13,500	13,429	21,764	18,000	14,285	3,396	43,449	8,795	54,049
	16,086	14,000	13,000	25,294	16,200	12,142	3,533	43,086	15,025	53,636
	16,521	14,333	12,000	22,352	16,600	12,714	5,312	42,854	11,154	51,666
	17,391	12,333	13,714	22,352	17,400	11,857	3,806	43,438	12,352	51,609
	15,652	13,833	12,857	21,764	18,000	11,714	3,211	42,342	11,982	51,478
	16,086	14,166	12,857	24,705	16,800	13,714	3,738	43,109	12,509	55,219
	16,956	13,666	14,571	22,352	18,000	13,571	2,468	45,193	10,302	53,923
	16,521	15,000	13,000	22,941	19,200	14,857	4,166	44,521	9,525	56,998
	16,521	15,166	12,000	22,352	18,600	12,571	5,443	43,687	11,647	53,523
	15,217	14,333	13,428	22,941	18,200	12,285	2,099	42,978	12,586	53,426
	16,956	16,166	13,571	22,352	18,400	12,571	4,111	46,693	11,616	53,323
	16,086	15,500	13,857	23,529	19,200	14,428	2,697	45,443	10,706	57,157
	16,956	14,500	15,000	22,352	17,600	12,142	2,062	46,456	12,026	52,094
	15,652	14,833	13,000	22,352	17,400	14,714	3,189	43,485	8,778	54,466
	18,695	15,666	13,714	21,764	19,200	13,285	5,756	48,075	10,204	54,249
	16,521	14,833	14,428	22,352	19,000	12,857	2,354	45,782	11,352	54,209
	17,826	14,500	14,000	21,764	20,000	13,142	4,265	46,326	10,509	54,906
	16,956	15,500	13,857	22,352	16,400	12,571	3,649	46,313	11,302	51,323
	16,521	15,333	15,000	22,352	19,000	11,857	3,916	46,854	12,603	53,209
	15,217	15,333	14,714				2,847	45,264		
S	401,290	352,493	328,138	521,748	413,600	297,990	88,258	1081,921	262,971	1233,338
$\bar{y}$	16,720	14,687	13,672	22,684	17,982	12,956	3,677	45,080	11,434	53,623

Rechenschema zur Diskriminanzanalyse Waldmaus – ?-Waldmaus

$$g_1 = \frac{3 \cdot -5,964}{-8,543} - 1 = 1,094$$

$$g_2 = \frac{3 \cdot -3,295}{-8,543} - 1 = 0,157$$

$$g_3 = \frac{3 \cdot 0,716}{-8,543} - 1 = 1,251$$

0,000

$$\text{Gewichte } \bar{y}_1^2 - \bar{y}_1^3 \quad 16,720 - 22,684 = -5,964$$

$$\bar{y}_2^2 - \bar{y}_2^3 \quad 14,687 - 17,982 = -3,295$$

$$\bar{y}_3^2 - \bar{y}_3^3 \quad 13,672 - 12,956 = +0,716$$

$$m = 3 \quad S \quad -8,543$$

Korrekturglieder

$$(\bar{p}^2)^2 \cdot n^2 = 13,520 \cdot 24 = 324,480$$

$$(\bar{p}^3)^2 \cdot n^3 = 130,736 \cdot 23 = 3\,006,928$$

$$(\bar{a}^2)^2 \cdot n^2 = 2\,032,206 \cdot 24 = 48\,772,944$$

$$(\bar{a}^3)^2 \cdot n^3 = 2\,875,426 \cdot 23 = 66\,134,798$$

$$\bar{p}^2 \cdot \bar{a}^2 \cdot n^2 = 165,759 \cdot 24 = 3\,978,216$$

$$\bar{p}^3 \cdot \bar{a}^3 \cdot n^3 = 613,125 \cdot 23 = 14\,101,875$$

$\bar{S}(p^2)^2$	=	367,872	
$\bar{S}(p^3)^2$	=	3 059,833	
$\bar{S}(a^2)^2$	=	48 859,351	
$\bar{S}(a^3)^2$	=	66 186,916	
$\bar{S}(p^2a^2)$	=	3 967,287	
$\bar{S}(p^3a^3)$	=	14 084,183	
$\bar{S}(\bar{p}^2)^2n^2$	=	324,480	
$\bar{S}(\bar{p}^3)^2n^3$	=	3 006,928	
$\bar{S}(\bar{a}^2)^2n^2$	=	48 772,944	
$\bar{S}(\bar{a}^3)^2n^3$	=	66 134,798	
$\bar{S}(\bar{p}^2\bar{a}^2 \cdot n^2)$	=	3 978,216	
$\bar{S}(\bar{p}^3\bar{a}^3 \cdot n^3)$	=	14 101,875	
q_{pp}^2	=	367,872 - 324,480	= 43,392
q_{pp}^3	=	3 059,833 - 3 006,928	= 52,905
q_{pp}			96,297
q_{aa}^2	=	48 859,351 - 48 772,944	= 86,407
q_{aa}^3	=	66 186,916 - 66 134,798	= 52,118
q_{aa}			138,525
q_{ap}^2	=	3 967,287 - 3 978,216	= -10,929
q_{ap}^3	=	14 084,183 - 14 101,875	= -17,692
q_{ap}			-28,621
d_a	=	45,080 - 53,623	= -8,543
d_p	=	3,677 - 11,434	= -7,757
$d_a q_{pp}$	=	-8,543 · 96,297	= -822,665
$d_p q_{ap}$	=	-7,757 · -28,621	= +222,013
$d_a q_{pp} - d_p q_{ap}$			-1 044,678
$d_p q_{aa}$	=	-7,757 · 138,525	= -1 074,538
$d_a q_{ap}$	=	-8,543 · 28,621	= +244,709
$d_p q_{aa} - d_a q_{ap}$			-1 319,247

$$b = \frac{-1\,044,678}{-1\,319,247} = +0,792 \quad \left(b = \frac{b_1}{b_2} = \frac{d_a q_{pp} - d_p q_{ap}}{d_p q_{aa} - d_a q_{ap}} \right)$$

$$D = 0,792 \cdot a + p$$

Nachdem $q_{ap} \ll q_{aa}, q_{pp}$ ist das Ergebnis der verkürzten Diskriminanzanalyse gleichwertig dem Ergebnis der unverkürzten Fisheranalyse.

$$\begin{array}{ll} a & 42 \quad p \quad 13,204 \\ a & 57 \quad p \quad 1,344 \end{array}$$

Koordinaten für die Trenngerade

Verzeichnis der für die Untersuchung durchgeführten Schädelabmessungen

- CB = Condylbasallänge (= Schädellänge bei GAFFRAY, 1953), Abstand zwischen Vorderrand der Zahnhöhle des I¹ und den Hinterhauptsgelenkhöckern.
- BL = Basilarlänge, Abstand zwischen Vorderrand der Zahnhöhle des I¹ und dem Basioccipitale. Ansatz zwischen den Gelenkhöckern.
- GSL = Größte Schädellänge, vom Vorderrand der Zahnhöhle I¹ bis zur hinteren Wölbung des Supraoccipitale.
- VL = Vordere Länge des Gehirnschädels vom Nasale bis zur Lamina cribrosa zwischen Nasenhöhle und Schädelhöhle.
- NL = Länge des Neuralschädels von der Lamina cribrosa zwischen Nasen- und Schädelhöhle bis zur hinteren Wölbung des Supraoccipitale.
- N = Länge des Nasale.
- OF = Ohrkapselöffnung bis Foramen infraorbitale, gemessen am unteren Rand.
- Di = Diastema, vom Alveolenrand M¹ bis zum Alveolenrand der Schneidezähne.
- M¹Hö = 3. hinterer Innenhöcker des M¹: ¹ gut ausgeprägt, ² halb und 0 gar nicht ausgeprägt.
- oZ = Länge der oberen Zahnreihe.
- G = Länge der Gaumenspalten.
- LB = Länge des Basioccipitale von Basion (Basioccipitale zwischen den Gelenkhöckern) bis Basisphenoidnaht.
- IP = Länge der Interparietalia.
- CM³ = Abstand vom Hinterrand des Condylus occ. bis M³.
- CP = Condylopalatalänge von den Condylus occ. bis zum Hinterrand des Gaumenbeins.
- CrBh = (= Mastoidbreite bei GAFFRAY) Cranialbreite hinten, gemessen an den Squamosakämmen.
- CrBv = (= Schädelbreite bei GAFFRAY) Cranialbreite vorne, gemessen über dem Jochfortsatz des Schläfenbeins (Proc. zygomaticus des Jugale).
- IB = Interorbitalbreite.
- Rh = Rostrum an breiter Stelle (Ansatz am Foramen infraorb.).
- Rv = Rostrum an schmaler Stelle in Höhe der Nagezähne.
- FM = Breite des Foramen magnum.
- JB = Jochbogenabstand (= Jochbogenbreite bei GAFFRAY), größte Schädelbreite an den Außenrändern der Jochbögen.
- BO = Basion - Opisthionabstand (Höhe des Foramen magnum).
- HS = Hintere Schädelhöhe vom Vorderrand des Interparietale zum Tympanicumwölbungscheitel.
- HG = Hintere Gehirnkapselhöhe, gemessen von Basioccipitale (zwischen den Gelenkhöckern) bis zur Naht zwischen Interparietale und Supraoccipitale.
- VG = Vordere Gehirnkapselhöhe, von der Naht zwischen Basiocc. und Basisphenoid zur Mitte der Sutura sagittalis.
- Mh = Unterkieferhöhe von der Grundlinie bis zur höchsten Stelle.
- ML = Unterkieferlänge von Alveole M₁ bis zum Gelenkansatz.
- MZ = Zahnreihenlänge des Unterkiefers.

Schriftenverzeichnis

- ADAMCZEWSKA, K.: Untersuchungen über die Variabilität der Gelbhalsmaus, *Apodemus flavicollis flavicollis* (Meldior 1834). Acta Theriol., Białowieża, 3, 141–190, 1960. — ALTNER, H.: Biometrische Untersuchung an der Kurzohrmaus (*Pitymys subterraneus* de Selys-Longchamps 1836). Zool. Anz., Leipzig, 160, 135–146, 1958. — ALTNER, H.: Über die Verbreitung einiger Kleinsäuger im Rheinland nach Gewöllanalysen. Säugetierk. Mitt., München, 10, 13–17, 1962. — BAKER, J.: The breeding Season in British Wild-Mice. Proc. Zool. Soc., London, Jhg. 1930, 113–126, 1930. — BAITTSCH, H.: Untersuchungen zum Problem der Objektivierung des erbbiologischen Vaterschaftsgutachtens. Habilitationsschrift, Univ. München, 1957. — BARRETT-HAMILTON, G.: On geographical and individual variation in *Mus sylvaticus* and its allies. Proc. Zool. Soc., London, Jhg. 1900, 387–428, 1900. — BAUER, R. & H. BAITTSCH: Die Grundlagen für die Anwendung der Entscheidungsanalysen im erbbiologischen Vaterschaftsnachweis. Mitt. Blatt f. math. Statistik, München, 6, 61–91, 1954. — BEAUX, O. DE: Gli *Apodemus* delle tre Venetie. Atti Soc. Ligustica Scienze e Lettere, Pavia, 5, 292–306 & 6, 52–65, 1925 & 1926. — DALIMIER, P.: Remarque au sujet du polymorphisme du mulot en Belgique. Bull. Inst. roy. Sci. Nat. Belg., Brüssel, 28, Nr. 63, 1–11, 1952. — DALIMIER, P.: Note sur une collection de mulots *Apodemus sylvaticus* (L.) de la région de Torgny. Bull. Inst. roy. Sci. Nat. Belg., Brüssel, 31, Nr. 78, 1–4, 1955. — DATHE, H.: Eine Waldmaus aus Dalmatien. Z. Säugetierk., Berlin, 10, 153–154, 1935. — DATHE, H.: Ein Beitrag zur Wirbeltierfauna Dalmatiens. Zool. Garten, N.F. Leipzig, 7, 108–130, 1934. — DAY, E.: Statistical Analyses. The Macmillan Company, New York, 1937. — FELTEN, H.: Untersuchungen zur Ökologie und Morphologie der Waldmaus (*Apodemus sylvaticus*, L.) und der Gelbhalsmaus (*Apodemus flavicollis*, Meldior) im Rhein-Maingebiet. Bonn. Zool. Beitr., 3, 187–206, 1952. — FISHER, R.: Statistical Methods for Research Workers, London, 10. Auflage 1948. — FREYE, H.: Eine Differenzierungsmethode zur Spezies-Determination, dar-

gestellt am Beispiel der Castoridae. Symp. theorel. Brünn 1960. Verlag d. Tschech. Akad. Wiss., Prag, 112–117, 1960. — FRICK, H.: Betrachtungen zum allometrischen Wachstum einiger Nagetiere. Verh. Deutsche Zoologische Gesellschaft 1958, Zoologischer Anzeiger, Leipzig, 23. Ergänzungsband, 308–314, 1959. — FÜRSCH, H.: Möglichkeiten zur Bestimmung niederer systematischer Kategorien, gezeigt an der *Epilachna sahlbergi*-Gruppe. Veröff. Zool. Staatsslg. München, 7, 160–285, 1963. — GAFFREY, G.: Die Schädel der mitteleuropäischen Säugetiere. Abh. u. Ber. Staatl. Mus. Tierk. Dresden, Leipzig, 21, 1–123, 1953. — GOETHE, F.: Die Waldmaus auf Mellum. Beiträge zur Naturkunde Niedersachsens, Osnabrück, 5, 29–37, 1952. — GOETHE, F.: Beiträge zur Säugetierfauna von SO-Karelien. Z. Säugetierk., Berlin, 17, 102–114, 1953. — GOULDEN, C.: Methods of statistical Analysis. John Wiley & Sons Inc., New York 1947. — HAGEN, B.: Zur Kleinsäugerfauna Siziliens. Bonn. Zool. Beitr., 5, 1–15, 1954. — HANAK, V. & J. FIGALA: Kleinsäuger des mittleren Böhmerwaldes. Acta Univ. Carolinae, Biol., Prag, Jhg. 1960, 103–124, 1960. — HARRISON, D.: Observations on Specimens of *Mus musculus* and *Apodemus sylvaticus* recently collected in South-Italy. Proc. zool. Soc., London, 114, 47–48, 1944–46. — HEIM DE BALSAC, H.: Biographie des Mammifères et des Oiseaux de L'Afrique du Nord. Suppl. au Bull. Biologique de France et de Belgique, Paris, 47, 1–15, 1954. — HAGEN, B.: Zur Kleinsäugerfauna Siziliens. Bonn. Zool. Beitr., 5, 1–15, 1954. — HEINRICH, G.: *Apodemus flavicollis alpicola* n. n. Jl. Mammology, Baltimore, 33, 260, 1952. — HEPTNER, W.: Zur Nomenklatur der Waldmäuse. Z. Säugetierk., Berlin, 17, 160–161, 1953. — HEROLD, W.: Studien an Inselpopulationen der Waldmaus, *Apodemus sylvaticus*, L. Wiss. Z. Humboldt Univ., Berlin, Math. Nat. R., 5, 143–149, 1956. — HEROLD, W.: Über die Variabilität der Molaren-Wurzeln des Oberkiefers bei einigen *Apodemus*-Arten. Wiss. Z. Humboldt Univ., Berlin, Math. Nat. R., 6, 237–244, 1957. — HEROLD, W.: Bemerkungen zur Waldmausfrage. Zool. Garten N.F., Leipzig, 18, 234–241, 1951. — KAHMANN, H.: Gibt es zwei gestaltlich unterscheidbare Okotypen der Waldmaus auf der Insel Sizilien? Zool. Anz., Leipzig, 159, 153–159, 1957. — KAHMANN, H.: Beiträge zur Kenntnis der Säugetierfauna in Bayern. Ber. Naturf. Ges. Augsburg, 5, 147–170, 1952. — KALABUCHOW, N.: Some physiological adaptations of the mountain and plain forms of the Wood-Mouse (*Apodemus sylvaticus* and of other species of Mouse like Rodents). J. Animal Ecol., Cambridge, 5/6, 254–271, 1936 & 1937. — KOLLER, S.: Allgemeine statistische Methoden. Handbuch der Erbbiologie, Berlin, Bd. 2, 130 ff., 1940. — KOLLER, S.: Graphische Tafeln zur Beurteilung statistischer Zahlen, 3. Aufl., Darmstadt, 1953. — KRATOCHVIL, J. & B. ROSICKY: Zur Bionomie und Taxonomie in der Tschechoslowakei lebender *Apodemus*-Arten. Zool. Entomol. Listy, Brünn, 1, 57–70, 1952. — KÜHN, A.: Grundriß der Vererbungslehre. Quelle & Meyer, Heidelberg, 1961. LARINA, N.: Zur Frage der Diagnostik von zwei nahe verwandten Arten der Waldmaus und Gelbhalsmaus. Zool. Journ., Moskau, 37, 1719–1732, 1958 (Russisch). — LARINA, N.: Die Kreuzung zwischen Wald- und Gelbhalsmaus in Gefangenschaft. Erste Allunionsversammlung über Säugetiere. Verlag der Moskauer Univ., Heft 1, 121–122, 1961 (Russisch). — LARINA, N.: Zusammenhänge zwischen geographischen Veränderungen und zwischenartlicher Kreuzung und ihre Bedeutung für die Evolution. Sowjetwissenschaft, Naturw. Beiträge, Berlin, Jhg. 1959, 646–661, 1959. — LEHMANN, E. v.: Über die Kleinsäuger der La Sila (Kalabrien). Zool. Anz., Leipzig, 167, 213–229, 1961. — LINDER, A.: Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure. Birkhäuser Verlag, Basel und Stuttgart, 3. Aufl. 1961. — LÖHRL, H.: Ökologische und physiologische Studien an einheimischen Muriden und Soriciden. Z. Säugetierk., Berlin, 13, 114 bis 160, 1938/1939. — LÜTTSCHWAGER, H.: Studien an Kleinsäufern. Verh. Deutscher Zool. Mainz 1949, Zool. Anz., Leipzig, 14. Ergänzungsband, 315–330, 1950. — MAYR, E., G. LINSLEY & R. USINGER: Methods and Principles of Systematic Zoology. McGraw-Hill Book Company, Inc., New York, Toronto, London, 1953. — MELCHIOR, H.: Den danske Stats og Norge Pattedyr. Kjøbenhavn, 1834. — MILLER, G.: Catalogue of the mammals of western Europe. Trustees Brit. Mus. (Nat. Hist.), London, 1912. — MOHR, E.: Die freilebenden Nagetiere Deutschlands. Gustav Fischer, Jena 1950. — MORDECAI, E.: Methods of Correlation Analysis. John Wiley & Sons, Inc., New York 1949. — NIETHAMMER, J.: Über die Säugetiere der niederen Tauern. Mitt. Zool. Mus., Berlin, 36, 409–444, 1960. — PELIKAN, J.: Beitrag zur Bionomie der Populationen einiger Kleinsäuger. Abh. Tschechoslowak. Akad. Wiss., Prag, 65, 1–63, 1955. — PENROSE, L.: Discrimination between normal and psychotic subjects by revised examination. „M.“ Bull. Canadian Psych. Assoc., 5, 37–40, 1945. — PENROSE, L.: Some notes on discrimination. Annals of Eugenics, Cambridge, 13, 228–237, 1947. — PESHEV, T. & G. GEORGIEV: Studies in the Taxonomy of Some Populations of *Apodemus sylvaticus* (Linnaeus 1758) in Bulgaria. Acta Theriol., Białowieża, 5, 185 bis 202, 1961. — PRYCHODKO, W.: Zur Variabilität der Röteldmaus, *Chelethronomys glareolus*, in Bayern. Zool. Jahrb. (Syst.), Jena, 80, 482–506, 1951. — REINWALDT, E.: Zur Kenntnis der Gelbhalsmaus, *Apodemus flavicollis alpicola* Heinrich, 1951. Säugetierk. Mitt., Stuttgart, 3, 151–154, 1955. — REINWALDT, E.: Studien am Schädel der schwedischen Waldmäuse *Apodemus sylvaticus* (L., 1758) und *Apodemus flavicollis* (M., 1834). Säugetierk. Mitt., Stuttgart, 5, 100–103, 1957. — SAINT GIRONS, M.-CH.: A propos de l'hybridation éventuelle entre *mulot gris*, *Apodemus sylvaticus* (L., 1758) et *mulot fauve*, *Apodemus flavicollis* (M., 1834). Säugetierk. Mitt., München, 10, 25, 1962. — SCHAEFER, H.: Studien an mitteleuropäischen Kleinsäufern mit besonderer Berücksichtigung der Rassenbildung. Arch. Naturgesch., N.F., Leipzig, 4, 535–590, 1935. — STEIN, G.: Biologische Studien an deutschen Kleinsäufern. Arch. Naturgesch., N.F., Leipzig, 7, 477–513, 1938. — TURČEK, F.: Einige biometrische und ökologische Bemerkungen zur Arbeit v. J. Kratochvil und B. Rosicky: Zur Bionomie u. Taxonomie der in der Tschechoslowakei lebenden Mäuse der Art *Apodemus*. Biologica, Preßburg (Bratislava), 9, 302–310, 1954. — ÜBERREITER, F.: Untersuchungen über Rangordnung und Gesellschaft bei Mäusen im Freiland und Laboratorium. Dissertation, Universität München, 1954. — URSIN, E.: Geographical Variation on *Apodemus sylvaticus* and *A. flavicollis* (Rodentia, Muridae) in Europe, with special reference to Danish and Latvian populations. Biol. Skr. Dan. Vid. Selsk., Kopenhagen, 8, i–46, 1956. — VAN DER WAERDEN, B. & E. NIEVERGELT: Tafeln zum Vergleich zweier Stichproben mittels X-Test und Zeichentest. Springer Verlag, Berlin-Göttingen-Heidelberg, 1956. — WAGNER, H. O.: Die Sammeltechnik von Kleinsäufern und ihre Bedeutung für die Forschung. Symp. theorel. Brünn 1960. Verlag d. Tschech. Akademie der Wissenschaften, Prag, 378–381, 1960. — WEBER, E.: Grundriß der biologischen Statistik für Naturwissenschaftler, Landwirte und Mediziner. Gustav Fischer Verlag, Jena, 4. Auflage 1961. — WEDEMEYER, K.-O.: Beiträge zur Kleinsäugerfauna Lüneburgs. Z. Säugetierk., Berlin, 16, 271–288, 1941. — WEDEMEYER, K.-O.: Zahl der Schwanzringe bei *Apodemus sylvaticus* L. und *flavicollis* Melchior als Arterkennmerkmal. Zool. Anz., Leipzig, 113, 206–207, 1936. — ZALFSKY, K.: Säugetiere aus Niederösterreich mit besonderer Berücksichtigung des Gölsehtals. Sitz. Ber. Akad. Wiss. Wien, Math.-naturw. Kl. Abt. I, 146, 155–179, 1937. — ZDENEK, Š.: Neuere Artkriterien bei den Mäuseartigen (Fam. Muridae). Symp. theorel. Brünn 1960. Verlag d. Tschech. Akad. Wiss., Prag, 318–325, 1960. — ZIMMERMANN, K.: Die Rodentia Kretas. Z. Säugetierk., Berlin, 17, 21–51, 1953. — ZIMMERMANN, K.: Sind Gelbhalsmaus und Waldmaus miteinander kreuzbar? Z. Säugetierk., Berlin, 22, 214–217, 1957. — ZIMMERMANN, K.: Der Umbrous-Faktor bei der Waldmaus. Zool. Jb. (Syst.), Jena, 84, 463–466, 1956. — ZIMMERMANN, K.: Zur Kenntnis der europäischen Waldmäuse. Arch. Naturgesch., N.F., Leipzig, 5, 116–133, 1936.

Anschrift des Verfassers: Studienprofessor Elmar Bothschafter, München 59, Von-Erckert-Str. 22.

Lebenslauf:

Am 23. Januar 1922 wurde ich als Sohn der Hauptlehrerseheleute Karolina und Friedrich Bothschafter in Forsthart/Ndb. geboren.

Dem Besuch der Volksschule zu Forsthart und der Oberrealschule Passau folgte 1941 die Einberufung zum RAD und anschließend zur Luftwaffe.

Nach Entlassung aus der Kriegsgefangenschaft (1945) konnte ich das im Krieg begonnene Studium (1 Semester in Würzburg) in Passau und München fortsetzen.

Das Studium wurde mit dem Staatsexamen für das Höhere Lehramt (Biologie, Chemie, Erdkunde) und der Pädagogischen Staatsprüfung abgeschlossen. Dann trat ich in den Schuldienst der Stadt München (1951) und unterrichte seither an der Wirtschaftsoberrealschule in der Schwanthalerstraße. 1949 heiratete ich Frl. Christa Bodenstedt aus Hildesheim. Wir haben drei Töchter.

